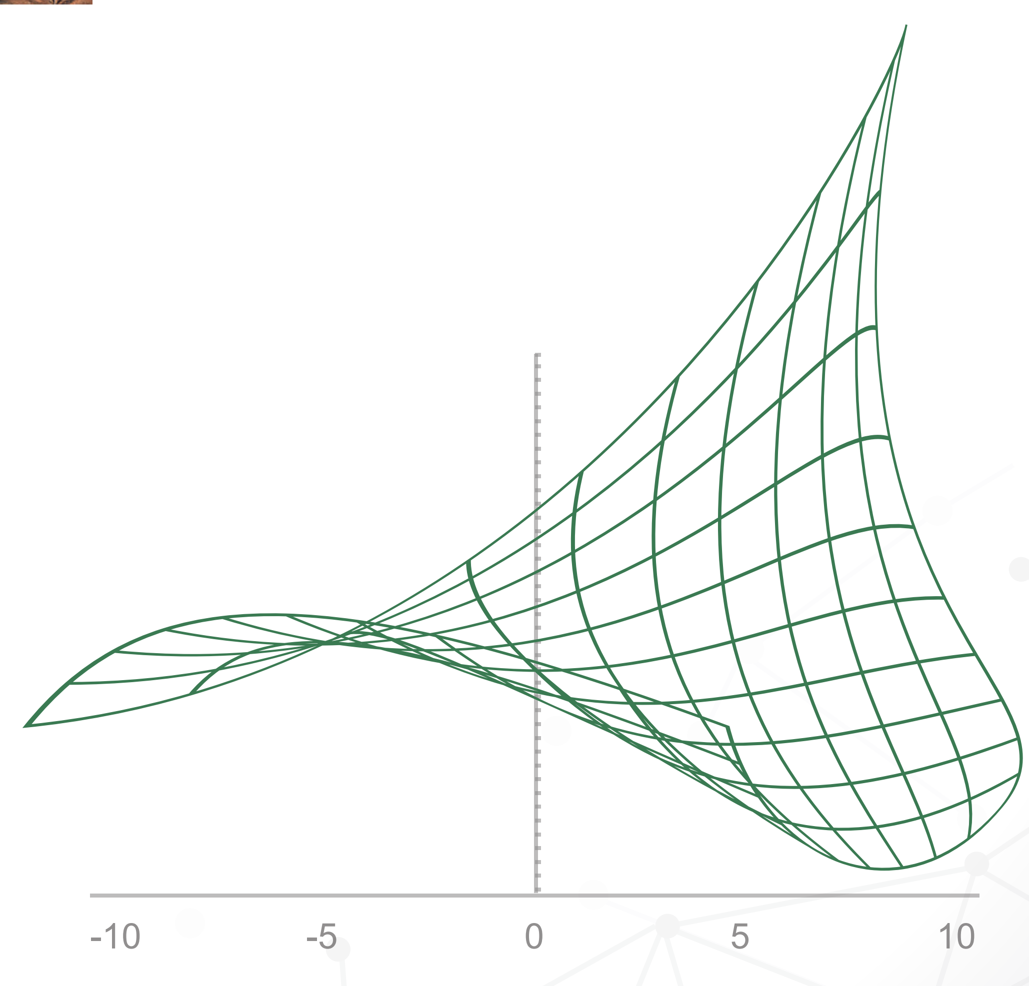
DICIEMBRE 2018



REVISTA ESTUDIOS ECONÓMICOS



Nº 36

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

Página en blanco

ESTUDIOS ECONÓMICOS
ISSN 1028-6438
Hecho el depósito legal en la Biblioteca Nacional del Perú 97-1316

Estudios Económicos 36

Banco Central de Reserva del Perú



Diciembre 2018

Página en blanco

ESTUDIOS ECONÓMICOS 36

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ



La *Revista Estudios Económicos* (REE) es una publicación del Banco Central de Reserva del Perú que tiene como objetivo la divulgación de investigaciones económicas en temas de interés para el Banco Central de Reserva del Perú y la economía peruana. Las principales áreas de interés de la REE incluyen macroeconomía, política monetaria, economía internacional, política económica y finanzas.

Página en blanco



Contenido

Se pone a prueba la hipótesis de que el sol es una moneda *commodity*, de manera más general, se identifica los determinantes del tipo de cambio real de equilibrio en Perú por medio de un análisis de cointegración. Los resultados muestran que los precios de las materias primas de exportación no tienen un impacto estadísticamente significativo sobre el tipo de cambio real efectivo de Perú, lo que sugiere que el sol no es una moneda *commodity*. El documento proporciona evidencia empírica de que la gran repatriación de utilidades y la intervención cambiaria han aislado de manera efectiva al tipo de cambio real de Perú del impacto de los choques de precios de materias primas. Se encuentra que el tipo de cambio real de equilibrio de Perú está impulsado principalmente por la productividad y el consumo del gobierno.

Este trabajo estima el efecto que tienen los cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú. Se utiliza el enfoque narrativo para construir una serie temporal de cambios tributarios exógenos, los cuales son identificados a partir de la revisión de los registros históricos asociados a las leyes que establecieron cambios tributarios. Los datos utilizados son trimestrales y cubren el período 1991 – 2015. Los resultados muestran que la elasticidad del PBI real respecto de la presión tributaria es aproximadamente $-0,11$ en el mismo trimestre en que se produce el cambio tributario y $-0,22$ luego de seis trimestres. Además, ante un aumento de impuestos equivalente a 1% del PBI, la presión tributaria se reduce contemporáneamente en $0,28$ puntos porcentuales y alcanza una caída máxima de $0,49$ puntos porcentuales luego de siete trimestres. Estos resultados implican que una reducción de impuestos puede tener un efecto positivo y transitorio sobre la actividad económica; sin embargo, dicho efecto no es suficiente para recuperar la recaudación que se sacrificaría inicialmente. Cabe señalar que estos resultados son de corto plazo y no toman en cuenta la reacción del gasto del gobierno ni el efecto final sobre el déficit público y la sostenibilidad fiscal.

Se estima un índice de precios de departamentos para Lima Metropolitana utilizando la metodología de precios hedónicos. Para este propósito se utilizan tres variantes de la metodología (método de variables binarias de tiempo, método de características y método de imputación). Los índices calculados por estos tres métodos presentan resultados similares. Se muestra, además, que no ha habido una gran variación de las características de los departamentos ni de las valoraciones de estas características. Las características con mayor valoración de los compradores son el número de cocheras y el número de baños. Finalmente, se encuentra similitud de los índices calculados en base a regresiones hedónicas y el índice de medianas calculado y publicado actualmente por el BCRP.

La presente investigación tiene como objetivo estimar las escalas de equivalencia que se originan del consumo de los hogares en el Perú. Es de resaltar que en el Perú no existen trabajos de investigación aplicados a la estimación de escalas de equivalencia. Se han estimado dos modelos semiparamétricos utilizando la Encuesta Nacional de Hogares 2014 (ENAHO). Los resultados indican que, desde los gastos efectivos realizados por los hogares, las economías de escala son mayores a las consideradas con el enfoque per cápita y también a las escalas implícitas derivadas de la escala de requerimientos calóricos.



CONTENTS

This paper tests the hypothesis of "commodity currency" on the sol and, more generally, identifies the drivers of Peru's equilibrium real exchange rate using a cointegration analysis. The results show that export commodity prices do not have a statistically significant impact on Peru's real effective exchange rate, suggesting that the sol is not a commodity currency. The paper provides empirical evidence that large profit repatriation and foreign exchange intervention have effectivelly insulated Peru's real exchange rate from the impact of commodity price shocks. Peru's equilibrium real exchange rate is found to be driven mostly by productivity and government consumption.

This paper estimates the effect of tax changes on economic activity in Peru. A narrative approach is used to construct a time series of exogenous tax changes, which are identified from the review of the historical records related to legislated tax changes. We use quarterly data for the period 1991-2015. The results show that the elasticity of real GDP with respect to tax-to-GDP ratio is approximately -0.11 in the quarter the tax change occurs and -0.22 after six quarters. In addition, a tax increase of one percent of GDP reduces tax revenue by 0.28 percentage points of GDP in the quarter the tax increase occurs and the maximum effect is a fall of 0.49 percentage points after seven quarters. These results imply that a tax decrease may have a positive and transitory effect on economic activity; however, such positive effect is not enough to recover the initial tax revenue loss. It should be noted that these outcomes represent short-term effects and do not take into account either the potential response of government spending or the effect on the budget deficit and fiscal sustainability.

This paper estimates a hedonic price indices of departments for Metropolitan Lima. For this purpose, three methods are used: Time Dummies, Characteristics and Imputation methods. The indices calculated by these three methods present similar results. The article shows that there has not been a great variation in the characteristics of the departments or the valuations of these characteristics. The characteristics with the highest valuation of the buyers are the number of garages and the number of bathrooms. Last, similarity is found in the indices calculated based on hedonic regressions and the median index calculated and published by the BCRP.

This research aims at estimating the equivalence scales derived from the households' consumption in Peru. Importantly, there are no studies that estimate equivalence scales for Peru. The paper considers two semi-parametric models using the National Household Survey 2014 (ENAHO). The main results indicate that, from the actual expenditures made by households, economies of scale are greater than those considered with the per capita approach as well as those scales implicit from the caloric requirements.

Revista Estudios Económicos **36**, 9 - 30 (Diciembre 2018)
Disponible en www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos.html



Determinantes del Tipo de Cambio Real de Equilibrio en Perú: ¿Es el sol una moneda *commodity*?

Melesse Tashu*

En este estudio se evalúa la hipótesis de que el sol es una moneda commodity *y, de manera más general, se identifican los determinantes del tipo de cambio real de equilibrio en Perú por medio de un análisis de cointegración. Los resultados muestran que los precios de las materias primas de exportación no tienen un impacto estadísticamente significativo sobre el tipo de cambio real efectivo de Perú, lo que sugiere que el sol no es una moneda* commodity. *El documento proporciona evidencia empírica de que la gran repatriación de utilidades y la intervención cambiaria han aislado de manera efectiva al tipo de cambio real de Perú del impacto de los choques de precios de materias primas. Se encuentra que el tipo de cambio real de equilibrio de Perú está impulsado principalmente por la productividad y el consumo del gobierno.*

Palabras Clave : Tipo de cambio real, precio de materias primas, intervención cambiaria.
Clasificación JEL : F31, F41

Dado que el tipo de cambio real es el precio relativo de los bienes transables respecto a los no transables en una economía, entender si está alineado con su nivel de equilibrio es importante para la asignación eficiente de recursos entre los sectores transables y no transables.[1] Un tipo de cambio real desalineado, es decir, un tipo de cambio real que se desvía sustancialmente del nivel de equilibrio, podría crear grandes desbalances macroeconómicos y distorsionar los incentivos y la asignación de recursos al enviar señales erróneas a los agentes económicos.

Si bien el tipo de cambio real de equilibrio es una variable no observable, la teoría económica sugiere que está impulsada por fundamentos económicos que sí se pueden observar como los términos de intercambio, la productividad relativa de los bienes transables a no transables, el consumo del gobierno y la posición neta de activos externos. En particular, para las economías dependientes de materias primas

* Economista del Fondo Monetario Internacional.

El autor agradece a Alejandro Werner, Alejandro Santos, Luca Ricci, Adrián Armas, Paul Castillo y a los participantes en la presentación en el BCRP por sus valiosos comentarios y sugerencias

[1] Los términos “tipo de cambio real” y “tipo de cambio real efectivo” que se refieren al tipo de cambio del sol contra una canasta de monedas de los principales países socios comerciales ajustados por diferenciales de precios entre Perú y los países socios comerciales se utilizan indistintamente en este estudio.

como el Perú, se conjetura que el tipo de cambio real de equilibrio está determinado principalmente por los precios reales de los *commodities* de exportación, tanto que sus monedas se conocen comúnmente como monedas *commodities* (Chen y Rogoff, 2003; Cashin, 2004; Bodart, Candelon y Carpantier, 2012).

El paso esencial para estimar el tipo de cambio real de equilibrio es establecer una relación econométrica entre el tipo de cambio real y sus fundamentos. En particular, el estudio busca probar si el tipo de cambio real de Perú está determinado fundamentalmente por los precios reales de las principales materias primas de exportación, como lo sugiere la hipótesis de la "moneda *commodity*". Para lograr este objetivo, el estudio emplea el método de cointegración de Johansen. La solidez de los resultados se prueba con diversas especificaciones, incluidas definiciones alternativas del tipo de cambio real y precios reales de las materias primas, tamaños de muestra variables y metodologías alternativas.

El documento también intenta estimar la trayectoria del tipo de cambio real de equilibrio teórico utilizando la relación de cointegración estimada a largo plazo entre el tipo de cambio real y sus fundamentos. El tipo de cambio real de equilibrio estimado en este estudio, sin embargo, no tiene una implicación normativa, ya que no necesariamente implica optimalidad desde una perspectiva de bienestar. Una evaluación normativa del tipo de cambio real de equilibrio requiere hacer juicios sobre la optimalidad de los valores de los fundamentos, lo que está más allá del alcance de este estudio.

El estudio se organiza de la siguiente manera. El marco teórico se presenta en la Sección 1, seguido del modelo empírico y la descripción de los datos en la Sección 2. La Sección 3 presenta los resultados de la estimación y la Sección 4 concluye el estudio.

1 Marco teórico

Los intentos de modelar el tipo de cambio real de equilibrio se remontan a la teoría de la paridad del poder adquisitivo (PPP por sus sigles en inglés), que establece en su forma absoluta que el tipo de cambio entre las monedas de dos países está dado simplemente por los niveles de precios relativos expresados en la misma moneda (es decir, la generalización de la ley de un sólo precio); y en su forma relativa, la teoría afirma que el cambio porcentual en el tipo de cambio entre dos monedas está determinado por el diferencial de las tasas de inflación de los países correspondientes. En su forma más débil, la hipótesis de PPP requiere que las desviaciones del tipo de cambio real de PPP desaparezcan eventualmente y que el tipo de cambio real sea estable, exhibiendo la propiedad de estacionariedad o de reversión a la media en el largo plazo (Rogoff, 1996; Astorga, 2012). Si esto fuera cierto, el tipo de cambio real de equilibrio sería constante y podría estar representado por el tipo de cambio real a largo plazo o PPP. Sin embargo, existe muy poca evidencia empírica a favor de la hipótesis de PPP, especialmente a corto plazo, ya que la mayoría de los estudios muestran que las desviaciones del tipo de cambio real son persistentes y el tipo de cambio real exhibe un proceso de raíz unitaria (Meese y Rogoff, 1983; Rogoff, 1996; Engel, 2000; Astorga, 2012).

El fracaso empírico de la teoría de la PPP, referido en la literatura como el enigma de la PPP, ha llevado a la hipótesis de que el tipo de cambio real de equilibrio podría variar en el tiempo impulsada por factores reales o fundamentales. En un artículo pionero sobre el tema, Rogoff (1996) sostiene que la alta volatilidad a corto plazo del tipo de cambio real y el ajuste muy lento de los choques de PPP son tan irreconciliables que las desviaciones del PPP tendrían que ser explicadas por factores reales. Tales factores reales que se postulan como determinantes del equilibrio del tipo de cambio real incluyen los términos de intercambio (o precios reales de los productos básicos de exportación para las economías altamente dependendientes de estos productos), la productividad relativa de los bienes transables a los no transables, el consumo del gobierno y la posición de activos externos netos (Froot y Rogoff, 1995; Rogoff, 1996; Montiel, 2007; Ricci, Milesi-Ferretti y Lee, 2013). En adelante, se detallan estos factores:

(i) *Precios reales de materias primas*: Si bien los términos de intercambio se utilizan generalmente en los modelos de tipo de cambio real, para las economías pequeñas y abiertas que dependen de los productos básicos, el índice real de precios de las principales materias primas de exportación es una variable más relevante. Como indica Chen y Rogoff (2003) los índices de precios de exportación e importación utilizados para construir los términos de intercambio incluyen bienes que se ajustan lentamente y con traspaso incompleto, lo que lleva a problemas de identificación econométrica. Por el contrario, los precios mundiales de las materias primas son puramente exógenos para las pequeñas economías exportadoras, ya que están determinados en los mercados mundiales. Un aumento en los precios de las materias primas puede llevar a aumentos salariales en el sector de materias primas y en toda la economía, ya que se asume que la mano de obra es móvil; esto genera un aumento en los precios relativos de los bienes no transables debido a que los precios de los bienes transables se determinan en el mercado mundial, todo lo cual conduce a una apreciación del tipo de cambio real (Chen y Rogoff, 2003; Cashin, 2004).

(ii) *Productividad relativa de bienes transables a no tradables*: La hipótesis de Balassa-Samuelson establece que, si se asume que el factor trabajo tiene libre movilidad entre los dos sectores de la economía, un aumento en la productividad relativa de los transables respecto a los no transables incrementa los salarios en toda la economía. Esto tiene como resultado un aumento del precio relativo de los bienes no transables (es decir, una apreciación real).

(iii) *Posición de activos externos netos*: Un aumento en los pasivos externos netos requerirá un tipo de cambio real más depreciado a fin de generar el superávit comercial necesario que cubra los servicios de la deuda externa (Rogoff, 1996; Ricci, Milesi-Ferretti y Lee, 2013).

(iv) *Consumo de gobierno*: Es probable que un mayor consumo del gobierno conduzca a una apreciación del tipo de cambio real de equilibrio ya que el consumo del gobierno se dirige más a los bienes no transables que a los transables (Froot y Rogoff, 1995; Rogoff, 1996; Ricci, Milesi-Ferretti y Lee, 2013).

2 Modelo empírico y descripción de los datos

Para probar si el sol es una moneda *commodity*, este estudio sigue a Chen y Rogoff (2003) y Cashin (2004), que especifican el tipo de cambio real como una función sólo del precio de las materias primas. Dada la dependencia del Perú sobre las exportaciones de estos productos, en particular metales como el cobre y el oro, la hipótesis de moneda *commodity* supone que el tipo de cambio real efectivo en Perú está determinado principalmente por el precio real de las materias primas de exportación.[2] Por lo tanto, el modelo de regresión toma la siguiente forma lineal logarítmica:

$$LTCRE_t = \alpha_0 + \alpha_1 \times LRPCOM_t + \mu_t \quad (1)$$

donde μ_t es un error estocástico, t representa el tiempo y LX significa que la variable X se encuentra expresada en logaritmos. $TCRE$ es el índice del tipo de cambio real efectivo, que se define como el ratio entre los precios domésticos y los precios en el exterior, ponderado por el comercio entre países y ajustada por el tipo de cambio; dada esta definición, un aumento en el TCRE equivale a una apreciación. Para el ejercicio de robustez, también se utiliza el índice de tipo de cambio real bilateral (TCR) frente al dólar de los Estados Unidos. La fuente de los datos del TCRE es la base de datos del *Information Notice System*

[2] Las exportaciones de productos mineros representan aproximadamente el 55 por ciento del total de los ingresos por exportación en el Perú.

(INS) del FMI y el TCR se construye con datos sobre el tipo de cambio bilateral y los precios de la base de datos de Estadísticas Financieras Internacionales (IFS) del FMI.

$RPCOM$ el precio real de las materias primas de exportación, construido como el promedio ponderado de los índices de precios mundiales del cobre, oro, plomo y zinc (los principales metales de exportación del Perú) deflactados por el índice de valor unitario de las exportaciones manufacturas (MUVI) de las economías avanzadas. Los índices de precios de los metales se obtienen de la base de datos IFS y el MUVI es de la base de datos del *World Economic Outlook* (WEO) del FMI.

El sol sería considerado como una moneda *commodity* si α_1 es positivo y estadísticamente significativo. Para identificar a los determinantes del tipo de cambio real de equilibrio, se modifica la ecuación (1) con la inclusión de los fundamentos restantes y se especifica como:

$$LTCRE_t = \beta_0 + \beta_1 \times LRPCOM_t + \beta_2 \times LPROD_t + \beta_3 \times LCGN_t + \beta_4 \times LNFL_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde ε_t es un término estocástico y LX significa que la variable X se encuentra expresada en logaritmos. En esta ecuación, $PROD$ es la productividad relativa, la cual se mide como la productividad laboral en toda la economía con relación a la productividad laboral promedio ponderada por la estructura de comercio con los países socios comerciales ya que no se dispone de datos sobre la productividad sectorial. El supuesto implícito es que el crecimiento de la productividad esté sesgado a favor del sector transable, lo que significa que un país con un alto crecimiento de la productividad general también exhibirá un mayor crecimiento de la productividad en el sector transable en comparación con el resto de sectores. CGN es el consumo corriente del sector público (sueldos y salarios y bienes y servicios) como proporción del PBI con relación al de los socios comerciales. En el denominador sólo se utilizan datos de los Estados Unidos, ya que no se dispone de datos de series de tiempo coherentes para la mayoría de los otros países socios comerciales como China, Brasil y Chile. NFL representa a los pasivos externos netos al final del período anterior como proporción del comercio exterior total de bienes y servicios del período anterior. Como alternativas, se exploran la NFL como proporción del PBI y el saldo acumulado de la cuenta corriente (como proporción del comercio y del PBI). La fuente de datos es el BCRP.

La muestra cubre datos trimestrales para el período 1992-2013. El año 1992 se eligió como el inicio del período de muestra para evitar posibles cambios estructurales en los datos del tipo de cambio real debido a los cambios en la moneda anteriores a 1992 y los importantes esfuerzos de estabilización realizados desde entonces. La moneda actual de Perú, el sol, se introdujo en julio de 1991. Sin embargo, para el ejercicio de robustez, también se utilizaron los datos anuales para el período de muestra 1970-2013 y los datos mensuales para el período de muestra 1992-2013.

El análisis descriptivo de los datos muestra que el tipo de cambio real efectivo de Perú está fuertemente correlacionado con la productividad relativa y el consumo gubernamental relativo. Por otro lado, el tipo de cambio real efectivo no parece tener una correlación perceptible con el índice real de precios de las materias primas y su correlación con los pasivos externos paso de positivo a negativo desde el año 2007.

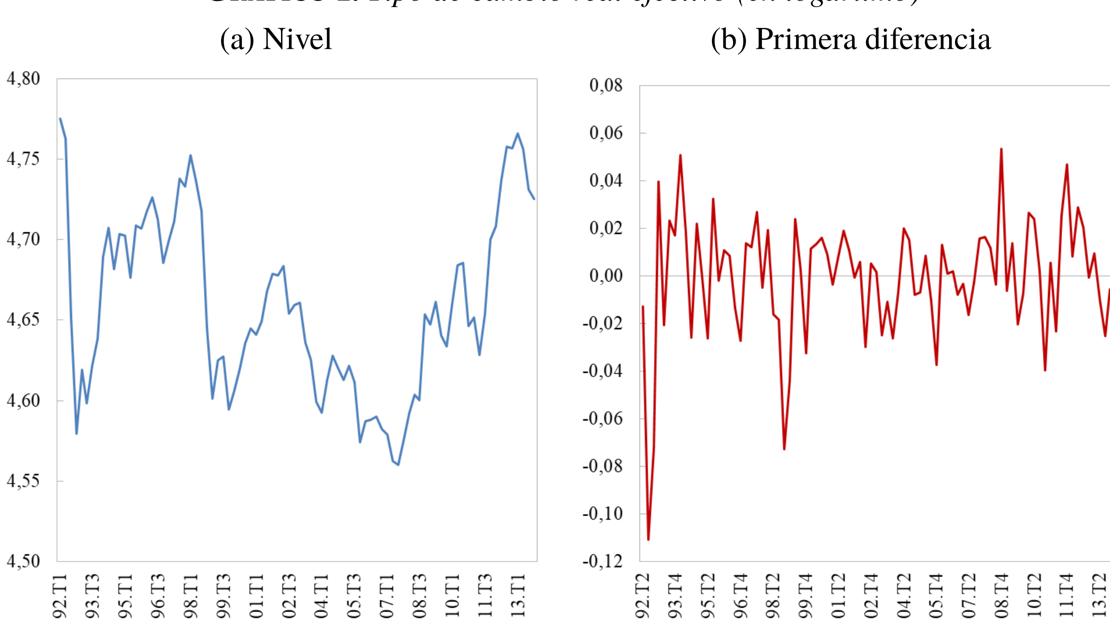
3 Método de estimación y resultados

3.1 Método de Estimación

La inspección gráfica de los datos sugiere que el tipo de cambio real efectivo no es compatible con un proceso estacionario en niveles (Gráfico 1a); sin embargo, la primera diferencia del tipo de cambio real muestra claramente un comportamiento compatible con la de un proceso estacionario (Gráfico 1b). Esta observación está respaldada por los resultados de las pruebas de raíz unitaria, que muestran que el tipo de

cambio real de Perú sigue un proceso integrado de primer orden (ver Cuadro A-1, p. 23). Las pruebas de raíz unitaria para las variables fundamentales también muestran que todas son integradas de orden uno, lo que implica que el enfoque correcto para estimar la ecuación del tipo de cambio real efectivo es un análisis de cointegración. Por lo tanto, se utiliza el método de cointegración de Johansen para probar y estimar las relaciones de cointegración entre el TCRE y sus fundamentos. Para probar la robustez de los resultados a los cambios en la metodología de estimación también se exploran métodos alternativos de estimación como mínimos cuadrados dinámicos, mínimos cuadrados completamente modificados (FMOLS) y bietápicos (2SLS).

Gráfico 1. *Tipo de cambio real efectivo (en logaritmo)*



Fuente: FMI.

3.2 ¿Es el sol es una moneda commodity?

Resultados

Los resultados estimados a continuación sugieren que el índice real de precios de las materias primas no explica el comportamiento del TCRE (el número entre paréntesis es el estadístico t).

$$LTCRE_t = 4.55 + \underset{(0.793)}{0.02} \times LRPCOM_t \quad (3)$$

Aunque las pruebas de traza y valor propio de Johansen indican la presencia de cointegración a un nivel del 10 por ciento (Cuadro A-2, p. 24), el coeficiente estimado en LRPCOM es muy pequeño y no es estadísticamente significativo, descartando la hipótesis nula de una moneda *commodity*. El resultado es robusto a los cambios en la definición del tipo de cambio real (TCR en lugar del TCRE) y el RPCOM (precio real del cobre y los términos de intercambio en lugar de RPCOM), la frecuencia de los datos (mensuales y anuales), método de estimación y cobertura de la muestra (Cuadro 1). En todos los casos, los coeficientes son positivos como se esperaba, pero no son estadísticamente significativos.

La prueba de cointegración lineal utilizando datos anuales indica que no existe cointegración lineal; además, se observa que los coeficientes son sensibles a los cambios en la especificación. Dado que esto

Cuadro 1. *Tipo de cambio real y precio de materias primas: Especificaciones alternativas*

Especificaciones alternativas	Coeficiente	t-estadístico
MCO Dinámico	0.03	1.21
MCO Completamente Modificados	0.02	0.43
TCR como variable dependiente	0.05	0.87
Precio real del cobre	0.02	0.73
Términos de intercambio	0.04	0.41
Datos mensuales: 1992-2013	0.03	1.17
Datos anuales: 1970-2013	0.01	0.11

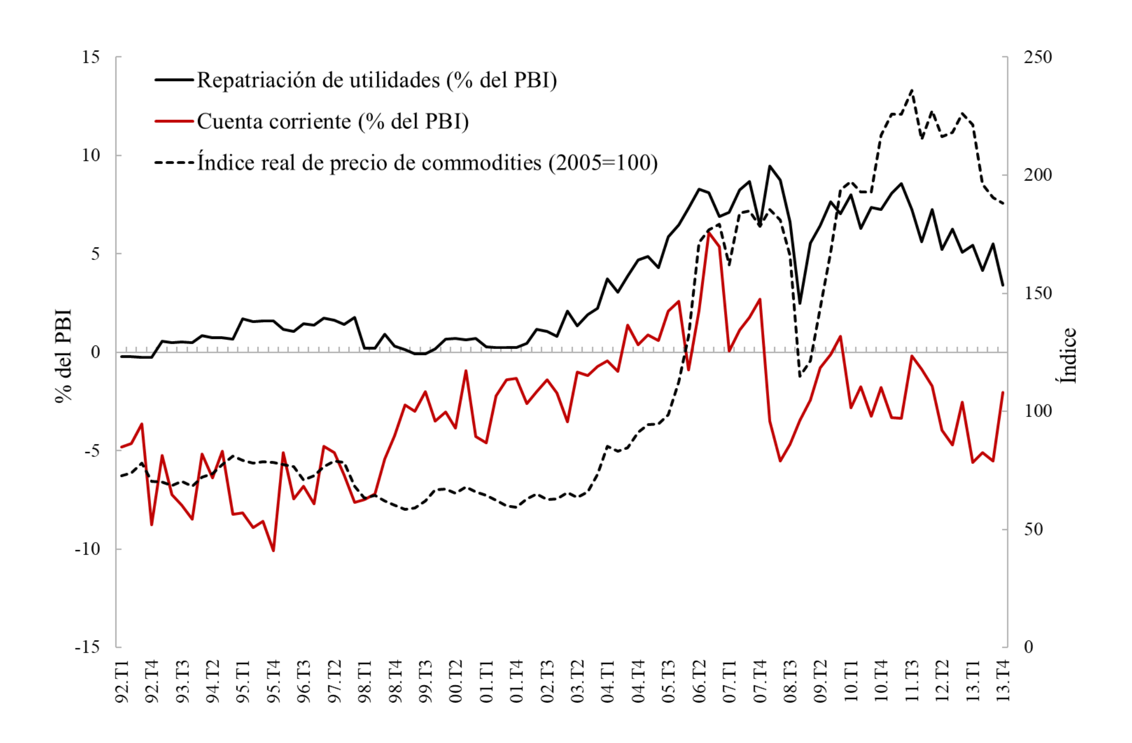
podría deberse a posibles cambios estructurales (cambios de régimen) en la medida que la economía peruana experimentó turbulencias significativas en la década de los 80 (hiperinflación y cambio de moneda), se utilizó la prueba de cointegración de *Gregory-Hansen* con un cambio de régimen para probar la evidencia de cointegración no lineal entre el TCRE y el RPCOM. El resultado muestra evidencia de cointegración no lineal con un cambio de régimen en 1987 a un nivel del 10 por ciento (Cuadro A-3, p. 26). Ante este resultado, se introdujo un variable *dummy* para capturar este cambio estructural y la relación de cointegración no lineal se estimó utilizando FMOLS con LRPCOM y LRPCOM interactuado con la variable *dummy* para cambio estructural. Los coeficientes estimados fueron -0.26 para LRPCOM y 0.27 para la interacción entre LRPCOM y la variable *dummy*; la elasticidad neta luego del cambio estructural (período 1987-2003) es 0.01, período comparable a la muestra de los datos de frecuencia mensual y trimestral. Ambos coeficientes fueron estadísticamente significativos, sin embargo la prueba de Wald no pudo rechazar, bajo ningún nivel de significancia, la hipótesis que la suma de los coeficientes sea igual a cero (Cuadro A-4, p. 28).

Explicaciones posibles del por qué el sol no puede ser una moneda *commodity*

Si bien la mayoría de los estudios similares sobre otras economías dependientes de materias primas encuentran evidencia de que sus monedas son commodities, Perú es uno de los pocos países donde esta condición no es importante (ver Cashin (2004) y Cuadro A-5, p. 29). La ausencia de una relación estadísticamente significativa a largo plazo entre los precios de las materias primas de exportación y el tipo de cambio real en una economía que depende en gran medida de las exportaciones de materias primas, y que enfrentó choques positivos significativos en los precios de los minerales durante el período bajo análisis, es paradójica. Los factores potenciales que podrían haber debilitado la relación estadística entre los precios de las materias primas y el tipo de cambio real efectivo serían la fuerte repatriación de utilidades y la intervención activa en el mercado cambiario.

Repatriación de utilidades: No obstante los aumentos significativos en los precios de sus exportaciones, el Perú ha registrado déficit en su cuenta corriente durante la mayor parte de la década pasada, ya que las grandes repatriaciones de utilidades más que compensaron los excedentes comerciales (Gráfico 2). El sector minero en Perú es operado por el sector privado, en su mayoría propiedad de no residentes. Como resultado, la mayor parte de las utilidades del sector es repatriado. Durante el período 2003-2013, identificado por Adler y Magud (2013) como el período de ingresos imprevistos por materias primas, la repatriación de utilidades en el Perú ascendió a un promedio del 6 por ciento del PBI anual. Esto podría haber debilitado la relación estadística entre los precios de las materias primas y el tipo de cambio real efectivo, ya que una gran parte del impacto de los precios de las materias primas podría haberse filtrado como repatriación de utilidades sin tener un impacto significativo en la demanda interna. Es cierto que una gran parte de las utilidades repatriadas se han reinvertido en el sector minero peruano, pero las inversiones se realizan principalmente en maquinarias importadas con un impacto limitado en la demanda interna.

Gráfico 2. *Precio real de las materias primas, repatriación de utilidades, y balance en cuenta corriente*



Fuente: BCRP.

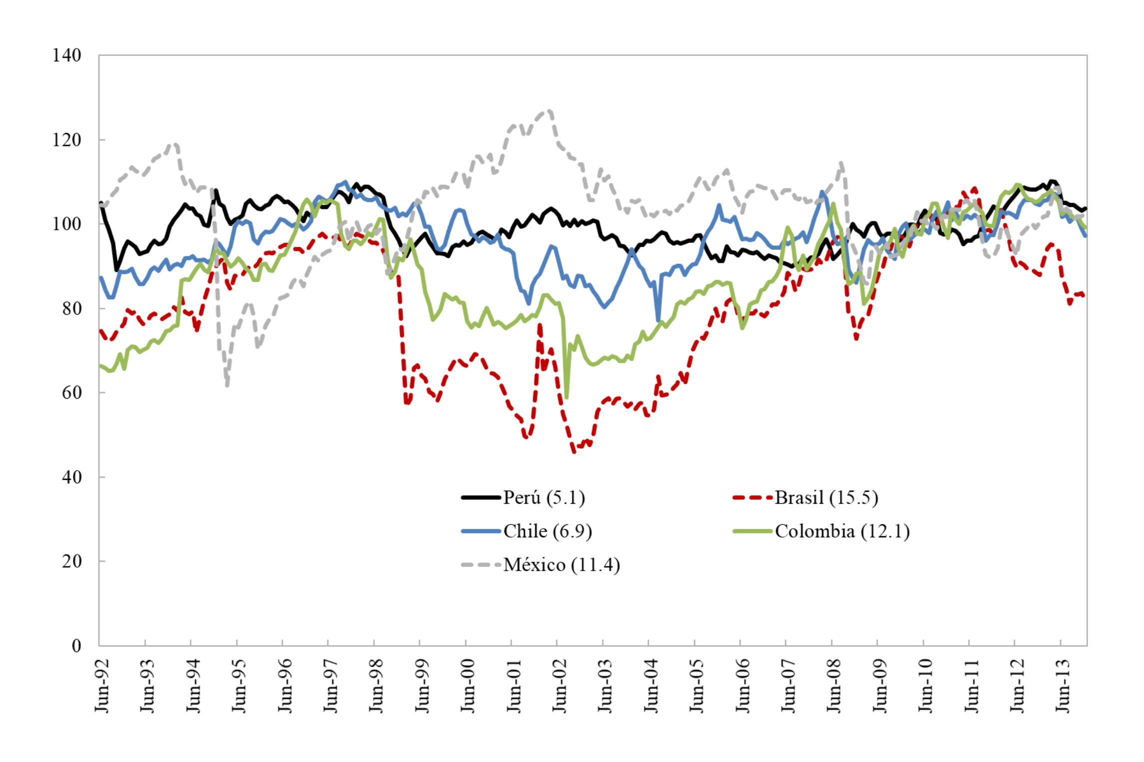
Intervención activa en el mercado cambiario: el Banco Central de Reserva del Perú interviene activamente en el mercado de divisas con el objetivo declarado de limitar la volatilidad del tipo de cambio para contener los riesgos de la dolarización financiera. La evidencia empírica muestra que las intervenciones cambiarias del BCRP tuvieron éxito en contener la volatilidad del tipo de cambio (Tashu, 2014). Por otro lado, Perú tiene una de las tasas de inflación más bajas y estables de la región, gracias a un marco de metas de inflación que ha anclado con éxito las expectativas de inflación (Armas y Grippa, 2005; Armas, Castillo y Vega, 2014).[3] Como resultado, el tipo de cambio real de Perú es el más estable entre las grandes economías latinoamericanas con apertura financiera (Gráfico 3).

Una intervención cambiaria esterilizada y sostenida en un régimen de metas de inflación parece haber debilitado el impacto de los precios de las materias primas en el tipo de cambio real.[4] Para ilustrar esto, considérese un choque positivo de precios de materias primas. En un régimen de metas de inflación, el Banco Central podría evitar la presión inflacionaria de los ingresos inesperados de las materias primas al aumentar su tasa de política, lo que a su vez puede llevar a un aumento en las entradas de capital. En un régimen de tipo de cambio flotante, las entradas de capital habrían apreciado el tipo de cambio nominal y, por lo tanto, el real. Sin embargo, la intervención esterilizada del BCRP limitó los impactos de las entradas de capital en el tipo de cambio, aislando efectivamente al tipo de cambio real del impacto de los choques

[3] Si bien el marco de metas de inflación se introdujo en 2002, el marco de metas monetarias, que existía antes de 2002, también se acredita por haber reducido y estabilizado la inflación a partir de la hiperinflación de los años ochenta.

[4] La política fiscal complementaria y el uso de las reservas de encaje han ayudado al BCRP a mantener sus intervenciones cambiarias esterilizadas sin comprometer su balance general. Por ejemplo, el 34 y 37 por ciento de la intervención de cambiaria en 2013 fueron esterilizados mediante reservas de encaje y depósitos del sector público respectivamente, y sólo el 11.5 por ciento a través de instrumentos del propio Banco Central (Rossini, Armas y Quispe, 2014). En este sentido, el impacto positivo de los precios de los commodities, que aumentó los ingresos fiscales del sector mineral, ayudó al fisco a proveer apoyo al esfuerzo de esterilización del Banco Central.

Gráfico 3. *Índices de tipo de cambio real efectivo en economías latinoamericanas selectas*



Fuente: FMI.
Notas: Los números en paréntesis delante del nombre de los países se refieren a las desviaciones estándar del TCR.

de precios de las materias primas.

Para probar la hipótesis de que las grandes repatriaciones de utilidades y las intervenciones cambiarias podrían haber aislado al TCRE del impacto de los precios de materias primas, se considera una especificación donde el TCRE depende de los precios de materias primas, la repatriación de utilidades como porcentaje del PIB (PREP) y reservas internacionales como porcentaje del PBI (NIR) como variable próxima a la intervención.[5]

$$LTCRE_t = \theta_0 + \theta_1 \times LRPCOM_t + \theta_2 \times LPREP_t + \theta_3 \times LNIR_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

La repatriación de utilidades debería conducir a una depreciación del tipo de cambio nominal y real, pues esto aumenta la demanda de divisas. Por consiguiente, $\theta_2 < 0$. También se esperaría que NIR tenga una relación negativa con el tipo de cambio real debido a que un aumento (disminución) del nivel de reservas por compras (ventas) de moneda extranjera debería conducir a una depreciación (apreciación) de la moneda nacional. De ahí, $\theta_3 < 0$.

Ya que los cambios de los precios en materias primas también pueden afectar la repatriación de utilidades y las reservas internacionales netas, se pueden especificar las siguientes ecuaciones:

$$LPREP_t = \gamma_0 + \gamma_1 \times LRPCOM_t + \varphi_t \quad (5)$$

[5] El NIR utilizado aquí excluye los efectos de valuación, de modo que los cambios en el NIR reflejan principalmente las intervenciones cambiarias y otras medidas destinadas a contener la volatilidad del tipo de cambio, como los cambios en los requerimientos de encaje sobre los pasivos en moneda extranjera.

$$LNIR = \delta_0 + \delta_1 \times LRPCOM_t + \tau_t \tag{6}$$

Si mantenemos constantes PREP y NIR, la ecuación (4) indica que el impacto de los precios de las materias primas en el TCRE sería θ_1. Sin embargo, tanto PREP como NIR cambian cuando varían los precios de las materias primas. Las utilidades de las empresas aumentan a medida que aumentan los precios de éstas, lo que implica que $\gamma_1 > 0$, y así un choque positivo en los precios de las materias primas provoca la intervención del Banco Central en el mercado de divisas y, por tanto un aumento en NIR, lo que implica a su vez que $\delta_1 > 0$. Como resultado, el impacto neto de los precios de los productos en el TCRE viene dado por $(\theta_1 + \theta_2 \times \gamma_1 + \theta_3 \times \delta_1)$, y podría ser cero, negativo o positivo, dependiendo del tamaño relativo de los coeficientes individuales.

Para la estimación de las ecuaciones (4), (5) y (6) se utilizó el método de cointegración de Johansen. Los resultados fueron los siguientes:[6]

$$LTCRE_t = 4.22 + \underset{(3.63)}{0.49} \times LRPCOM_t - \underset{(-1.79)}{0.16} \times LPREP_t - \underset{(-4.89)}{0.56} \times LNIR_t \tag{7}$$

$$PREP_t = -3.87 + \underset{(5.53)}{1.01} \times LRPCOM_t \tag{8}$$

$$LNIR_t = 0.38 + \underset{(5.52)}{0.55} \times LRPCOM_t \tag{9}$$

Los resultados muestran que todos los coeficientes tienen el signo esperado y son estadísticamente significativos. Además, la estimación del impacto neto de los precios de las materias primas $(\theta_1 + \theta_2 \times \gamma_1 + \theta_3 \times \delta_1)$, es igual a 0.01, que es muy baja y prácticamente igual al coeficiente estimado obtenido cuando el tipo de cambio real efectivo se registra sólo en los precios de las materias primas (ver ecuación 3).

Por lo tanto, la evidencia empírica apoya la hipótesis de que el choque del precio de las materias primas ha sido absorbido principalmente por grandes repatriaciones de utilidades y por una intervención cambiaria sostenida, lo que debilita su impacto neto sobre el tipo de cambio real efectivo. Si se mantuviera constante el nivel de repatriación de utilidades y no se produjera ninguna intervención cambiaria, el impacto de los precios de las materias primas sobre el tipo de cambio real sería estadísticamente significativo y con una elasticidad estimada de alrededor de 0.5. Sin embargo, en la realidad, los cambios en los precios de las materias primas tienen un impacto positivo y estadísticamente significativo en la repatriación de las utilidades y en la intervención del Banco Central, los que a su vez afectan negativamente al tipo de cambio real, neutralizando así el impacto inicial de los precios de las materias primas.

[6] Todas las variables tienen raíz unitaria (Cuadro A-1). La prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF) parece sugerir que LNIR es I(0) cuando se agregan constante o constante y tendencia. Pero se sabe que la prueba ADF tiene baja potencia; es decir, tiene la tendencia a rechazar la hipótesis nula de I(1) con demasiada frecuencia cuando es verdadera. Sin embargo, la prueba de raíz unitaria más eficiente, la prueba Dickey-Fuller GLS (DF-GLS), acepta la hipótesis nula en todos los casos, lo que sugiere que NIR es I(1). Las pruebas de cointegración de traza y de máxima verosimilitud muestran la presencia de un vector de cointegración estadísticamente significativo entre las variables en cada una de las tres ecuaciones.

3.3 Identificación de los determinantes del equilibrio del tipo de cambio real

La búsqueda de un vector de cointegración entre el TCRE y sus fundamentos incluyó un algoritmo que: (i) descarta los modelos que no tienen un vector estadísticamente significativo; (ii) elimina las variables que no tienen coeficientes con signo teóricamente esperado o cuya inclusión cambia los signos de otras variables; (iii) descarta los modelos que no tienen un término de corrección de error estadísticamente significativo y con signo negativo; y (iv) maximiza el R-cuadrado del modelo de corrección de errores. Los pasivos externos netos se eliminan del modelo elegido siguiendo este algoritmo, de manera similar a Montiel (2007) y Coudert et al (2011). La prueba de cointegración entre las variables restantes muestra un solo vector de cointegración a un nivel de significancia al 10 por ciento (Cuadro A-2, panel b), que después de la normalización del coeficiente de LTCRE, adopta la siguiente forma:

$$LTCRE_t = 4.74 + \underset{(1.48)}{0.03} \times LRPCOM_t + \underset{(2.97)}{0.36} \times LPROD_t + \underset{(4.35)}{0.37} \times LGCN_t \tag{10}$$

donde los números en el paréntesis representan los estadísticos t.

Si bien todos los fundamentos en la ecuación (10) tienen los signos esperados en sus coeficientes, el índice real de precios de las materias primas no es estadísticamente significativo como es el caso en la ecuación (3). Las pruebas de restricciones de cointegración muestran que LRPCOM no es importante para el vector de cointegración (Cuadro A-2, panel c). Como resultado, la ecuación (10) se vuelve a estimar sin LRPCOM y el vector de cointegración resultante se vuelve estadísticamente significativo al 1 por ciento. La ecuación dinámica de corto plazo se muestra en las ecuaciones (11) y (12), respectivamente:

$$LTCRE_t = 4.90 + \underset{(3.57)}{0.48} \times LPROD_t + \underset{(4.32)}{0.39} \times LGCN_t \tag{11}$$

$$DLTCRE_t = \underset{(0.05)}{0.0001} - \underset{(-3.02)}{0.13} \times ECM_{t-1} + \underset{(2.33)}{0.22} \times DLTCRE_{t-1} + \underset{(3.60)}{0.45} \times DLPROD_{t-1} - \underset{(-2.92)}{0.09} \times DLGCN_{t-1} \tag{12}$$

donde D representa la primera diferencia, el subíndice (-1) se refiere al primer rezago y ECM representa el término de corrección de errores, que es el término de error de la ecuación (11). Los números entre paréntesis son los estadísticos t.

En consecuencia, la productividad relativa y el consumo del gobierno son los principales determinantes del tipo de cambio real de equilibrio en el Perú. El coeficiente del término de corrección de errores en la ecuación dinámica es -0.13 y es estadísticamente significativo al 1 por ciento, lo que implica que aproximadamente el 13 por ciento de las desviaciones del tipo de cambio real respecto del equilibrio de largo plazo se corregirían después de un trimestre. La vida media de un choque al TCRE, calculada como $log(0.5)/log(1-0.13)$, se estima en alrededor de 5 trimestres, lo que es consistente con los resultados de otros estudios empíricos. Tanto la productividad como el consumo del gobierno también son significativos en el modelo de corto plazo (ecuación 12), aunque con un signo opuesto al esperado.

El resultado anterior es robusto a los cambios en las especificaciones (Cuadro 2). La excepción es cuando se usan datos anuales para 1970-2013, que muestran un RPCOM estadísticamente significativo,

pero la elasticidad sigue siendo muy pequeña (0.03).[7]

Cuadro 2. *Tipo de cambio real y fundamentos: Especificaciones alternativas*

Especificación alternativa	LRPCOM	LPROD	LGCN
MCO en Dos Etapas	0.01	0.43	0.14
(usando primeras diferencias como instrumentos)	(0.52)	(8.59)	(2.09)
MCO Dinámico	0.02	0.36	0.15
	(0.95)	(3.63)	(1.95)
MCO Completamente Modificados	0.01	0.36	0.11
	(0.83)	(4.20)	(1.71)
TCR como variable dependiente	...	0.92	0.41
		(3.32)	(2.87)
Precio real del cobre	0.02	0.40	0.41
	(1.05)	(3.08)	(4.38)
Términos de intercambio	0.05	0.43	0.41
	(0.65)	(3.12)	(4.22)
Datos anuales: 1970-2013	0.03	0.19	0.19
	(2.95)	(9.26)	(8.62)

Notas: Números en paréntesis son los t-estadísticos. RPCOM fue retirado del modelo de TCR bilateral debido a que tiene un signo contrario al teórico. La responsabilidad externa neta también se vuelve significativa con el signo negativo y la elasticidad esperados teóricamente de 0.06. El índice de apertura comercial, que no se incluyó en los datos trimestrales desde que Perú liberalizó su comercio exterior en 1991, también se incluye en la muestra anual (Ver Cuadros A-4 y A-4).

3.4 ¿Se encuentra desalineado el tipo de cambio real efectivo?

Si bien una estimación adecuada del tipo de cambio real de equilibrio requiere un análisis de regresión de panel de países similar a la evaluación del balance externo del FMI (Phillips y otros, 2014), la estimación de la relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y sus fundamentos estadísticamente significativos se utiliza para estimar la trayectoria "significativa" del tipo de cambio real de equilibrio. La idea es evaluar en qué medida el tipo de cambio real efectivo observado se alinea con la trayectoria del tipo de cambio real efectivo predicho por la relación de cointegración estimada (ecuación 11) y los valores de sus fundamentos estadísticamente significativos. En teoría, el tipo de cambio real efectivo de equilibrio es el valor del tipo de cambio real predicho por los valores "sostenibles" o de "estado estacionario" de sus fundamentos (Montiel, 2007). Por lo tanto, estos últimos se suavizan con el filtro *Hodrick-Prescott* (HP) para eliminar componentes cíclicos y estimar sus componentes sostenibles.

El TCR observado, ajustado y de equilibrio se presentan en el Gráfico 4a junto con el desalineamiento estimado en el Gráfico 4b. Los valores estimados del tipo de cambio real siguen muy de cerca a sus valores observados, lo que indica un buen ajuste a los datos.

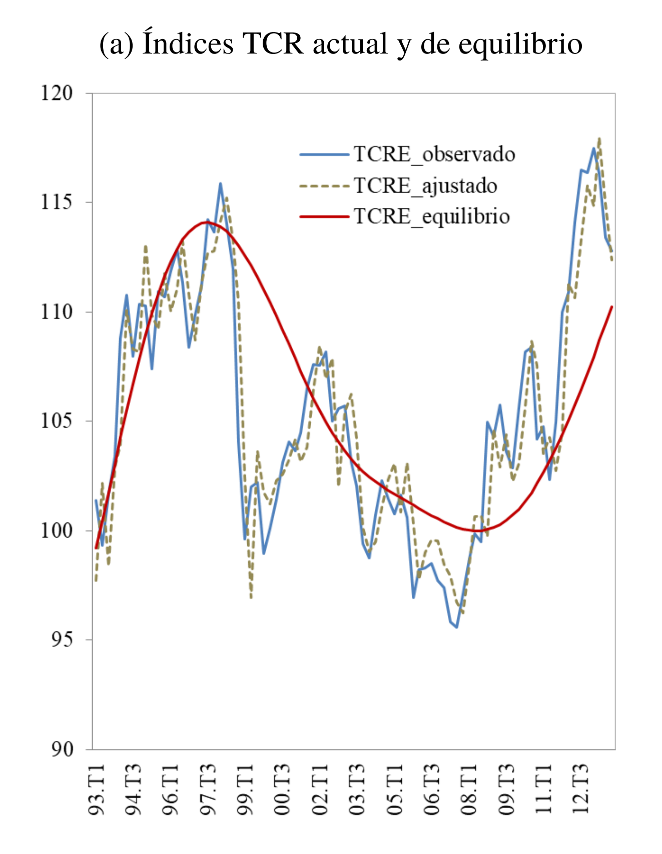
Los resultados estimados muestran que, durante la última década, el tipo de cambio real efectivo de Perú parece haber estado en general alineado con sus fundamentos, a excepción de algunos breves períodos. En particular, el tipo de cambio real efectivo muestra:

- *Una sub-valuación de 2 por ciento en promedio entre los años 2004-2007.* El TCR se depreció alrededor del 4 por ciento durante este período, mientras que el TCR de equilibrio se depreció alrededor del 2 por

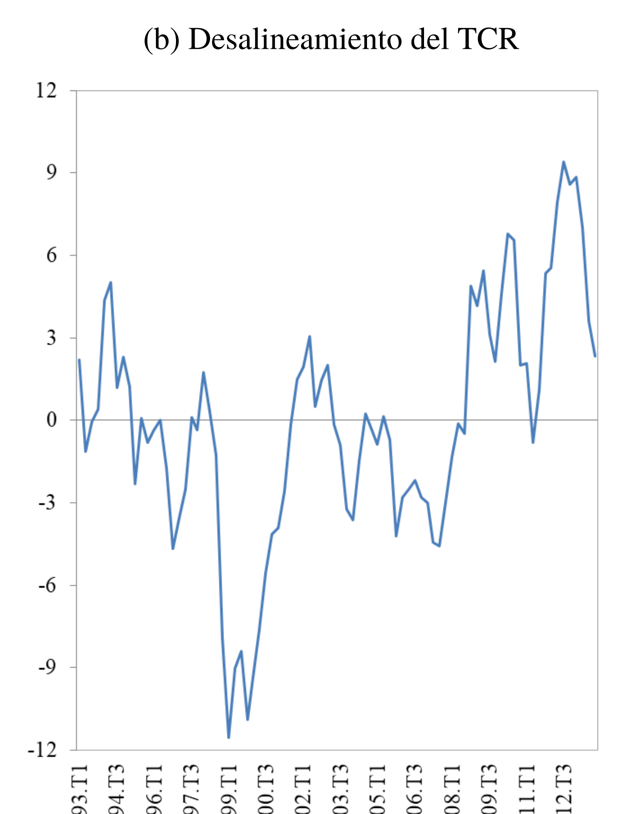
[7] Los resultados de los datos anuales se obtienen siguiendo el procedimiento descrito anteriormente; es decir, realizar pruebas de cointegración con cambio de régimen utilizando la prueba de *Gregory-Hansen* y estimar la relación a largo plazo utilizando FMOLS no lineales (Cuadros A-3, A-4 y A-4). En este caso, la ruptura fue identificada como 1988/89.

Gráfico 4. *El tipo de cambio real efectivo de equilibrio*

(a) Índices TCR actual y de equilibrio



(b) Desalineamiento del TCR



Fuente: FMI.

ciento como el impacto de grandes reducciones en el consumo del gobierno (con relación a los Estados Unidos) más que compensó las mejoras en la productividad relativa (Cuadro 3 y Gráfico 5).

- *Un nivel consistente con el TCR de equilibrio en 2008.*
- *Una sobre-valuación de 4 por ciento en promedio durante 2009-2013.* Posiblemente debido a la afluencia masiva de capitales, que causó una apreciación significativa del TCR (14 por ciento), impulsada no sólo por los fundamentos del Perú, sino también por factores de empuje globales. Sin embargo, una gran parte del desalineamiento, que alcanzó su punto máximo en el primer trimestre de 2013 con un 8 por ciento, se corrigió en la segunda mitad de 2013, ya que el sol se depreció luego del anuncio de la reducción de la política monetaria de la Reserva Federal de los Estados Unidos (Cuadro 3, p. 21, y Gráfico 5).

Es importante tener en cuenta que esta evaluación no necesariamente tiene un valor normativo, ya que un TCR cercano a su nivel de equilibrio todavía puede reflejar distorsiones en los aspectos fundamentales (Phillips y otros, 2014). Una evaluación normativa del TCR de equilibrio requiere hacer juicios sobre la "adecuación" de los fundamentos desde una perspectiva de bienestar, que está más allá del alcance del presente estudio.

4 Observaciones finales

Este estudio realiza un análisis de cointegración para evaluar la hipótesis de moneda *commodity* para el sol e identificar los determinantes del tipo de cambio real de equilibrio del Perú. La primera parte del

Cuadro 3. *Tasa de cambio efectiva real de equilibrio actual y estimada*

Año	Actual	Equilibrio	Desalineamiento
2004	100.8	102.1	-1.3
2005	100.0	101.4	-1.4
2006	98.2	100.8	-2.6
2007	96.5	100.2	-3.7
2008	100.8	100.0	0.7
2009	104.1	100.4	3.7
2010	106.6	101.6	5.0
2011	105.5	103.5	1.9
2012	114.5	106.1	7.9
2013	115.0	109.1	5.4

Gráfico 5. *Contribuciones fundamentales de cambios en el TCRE (Variación porcentual)*



Fuente: FMI.

análisis empírico consiste en evaluar la hipótesis de "moneda *commodity*" para el sol. Los resultados muestran que el índice real de precios de las materias primas de exportación del Perú no tiene un impacto estadísticamente significativo sobre el tipo de cambio real efectivo, lo que sugiere que el sol no es una moneda *commodity*. Esto es paradójico para un país que depende en gran medida de los productos mineros para sus exportaciones. El trabajo muestra empíricamente que la repatriación de capitales y la intervención cambiaria del BCRP podría haber mitigado el impacto de los precios de las materias primas en el tipo de cambio real efectivo.

La segunda parte del análisis identifica los principales determinantes del tipo de cambio real de equilibrio a partir de un grupo de variables que incluye el precio real de las materias primas, la productividad del Perú con relación a la de sus socios comerciales, el consumo público relativo al de sus socios comerciales y los pasivos externos netos. Los resultados muestran que sólo la productividad y el consumo del gobierno tienen relaciones estadísticamente significativas con el tipo de cambio real.

El tipo de cambio real efectivo de equilibrio se estima sobre la base de la relación de cointegración entre el tipo de cambio real efectivo y sus fundamentos estadísticamente significativos. Los resultados muestran que el tipo de cambio efectivo real de Perú está alineado con el nivel de equilibrio pronosticado por los valores "sostenibles" de sus determinantes. El TCR estuvo ligeramente sobrevaluado en los años posteriores a la crisis financiera mundial de 2008, lo cual no sorprende dado el aumento en las entradas de capital provocadas principalmente por una política monetaria acomodaticia en las economías avanzadas. Pero la reciente depreciación del tipo de cambio real, posterior al retiro del estímulo monetario no convencional de la Reserva Federal de los Estados Unidos en mayo de 2013, parece haber corregido gran parte de la sobrevaluación. Esto no implica necesariamente que todo esté bien con el nivel del tipo de cambio real desde una perspectiva de bienestar, ya que el tipo de cambio real de equilibrio en sí mismo podría ser el resultado de distorsiones en los fundamentos (niveles subóptimos de consumo del gobierno, por ejemplo). Realizar una evaluación normativa requiere determinar los niveles óptimos o de maximización del bienestar de los fundamentos, lo que está más allá del alcance de este trabajo.

Los resultados del estudio sobre el tipo de cambio real de equilibrio deben interpretarse sólo como indicativos, ya que una evaluación adecuada del tipo de cambio requiere un análisis basado en datos de panel, en línea con el *External Balance Assessment* (EBA) del FMI, para tratar los problemas técnicos asociados con el reducido tamaño de muestra y potenciales quiebres estructurales.

Apéndice

Cuadro A-1. *Pruebas de raíz unitaria*

		ADF t-estadístico			DF-GLS t-estadístico	
Variable		Ninguno	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
Tipo de cambio efectivo real	Nivel	-0.24	-2.59	-2.44	-1.36	-1.71
	Diferencias	-7.51	-7.46	-7.53	-7.01	-7.58
Tipo de cambio real bilateral	Nivel	-0.20	-2.37	-1.70	-1.24	-1.37
	Diferencias	-6.93	-6.89	-6.96	-6.73	-7.01
Índice de real precios commodities exportables	Nivel	0.84	-0.73	-2.13	-0.41	-1.76
	Diferencias	-6.75	-6.80	-6.79	-6.84	-6.84
Precio real del cobre	Nivel	0.57	-0.89	-2.54	-0.65	-1.87
	Diferencias	-7.01	-7.02	-7.01	-7.06	-7.07
Términos de intercambio	Nivel	0.06	-1.78	-2.41	-1.78	-2.19
	Diferencias	-6.38	-6.34	-6.29	-6.21	-6.24
Productividad relativa	Nivel	-0.57	-0.93	-0.54	-0.91	-0.73
	Diferencias	-8.01	-7.98	-7.99	-2.50	-6.19
Consumo de gobierno relativo	Nivel	-1.05	-2.44	-2.51	-0.48	-1.11
	Diferencias	-15.08	-15.03	-17.08	-1.67	-3.46
Pasivos externos netos[a]	Nivel	-0.95	-0.65	-1.44	0.53	-1.43
	Diferencias	-6.97	-7.36	-7.32	-7.38	-7.33
Reservas internacionales[b] netas	Nivel	2.50	-4.46	-4.35	0.94	-1.03
	Diferencias	-6.34	-6.81	-7.14	-4.53	-5.60
Repatriación de utilidades[b]	Nivel	-0.58	-1.50	-2.38	-0.90	-2.51
	Diferencias	-12.16	-12.12	-12.10	-11.93	-11.63
Valores Críticos						
	1%	-2.59	-3.51	-4.07	-2.59	-3.63
	5%	-1.95	-2.90	-3.46	-1.95	-3.07
	10%	-1.61	-2.59	-3.16	-1.61	-2.78

Notas: (1) La hipótesis nula es raíz unitaria en todos los casos. La hipótesis nula es aceptada para estadísticos *t* mayores a los correspondientes valores críticos. (2) Todas las variables estan expresadas en logaritmos naturales. **a** Como porcentaje del comercio exterior total de bienes y servicios del período anterior. **b** Como porcentaje del PBI.

Cuadro A-2. *Pruebas de Cointegración de Johansen entre el tipo de cambio real efectivo y todos los fundamentos*

(a) Cointegración entre LTCRE y LRPCOM

Prueba	Núm. de ecs. de cointegración	Valor propio	Estadístico de Traza	Máx. estadístico de valor propio	Valor crítico	Probabilidad
Traza	Ninguno*	0.147	14.960		15.495	0.060
	A lo mucho 1	0.015	1.304		3.841	0.254
Máximo valor propio	Ninguno*	0.147		13.656	14.265	0.062
	A lo mucho 1	0.015		1.304	3.841	0.254

Notas: (1) Los p-valores son extraídos de Haug, MacKinnon y Michellis (1999). (2) ***,** y * denotan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

(b) Cointegración entre LTCRE, LRPCOM, LGCN y LPRODM

Prueba	Núm. de ecs. de cointegración	Valor propio	Estadístico de Traza	Máx. estadístico de valor propio	Valor crítico	Probabilidad
Traza	Ninguno*	0.266	46.374		47.856	0.0684
	A lo mucho 1	0.120	19.770		29.797	0.4385
	A lo mucho 2	0.071	8.750		15.495	0.3891
	A lo mucho 3	0.027	2.407		3.842	0.1208
Máximo valor propio	Ninguno*	0.266		26.064	27.584	0.066
	A lo mucho 1	0.120		11.020	21.132	0.645
	A lo mucho 2	0.071		6.342	14.265	0.570
	A lo mucho 3	0.027		2.407	3.841	0.121

Notas: (1) Los p-valores son extraídos de Haug, MacKinnon y Michellis (1999). (2) ***,** y * denotan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

(c) Tests de restricciones de Cointegración

Hipótesis Nula	Log-Verosimilitud Restringida	Estadístico LR	Grados de Libertad	Prob.
Coeficiente en LRPCOM es cero	650.3344	1.920112	1	0.1658
Coeficiente en LPROD es cero**	649.2462	4.096616	1	0.0430
Coeficiente en LGCN es cero***	645.7832	11.02264	1	0.0009

Notas: (1) Los p-valores son extraídos de Haug, MacKinnon y Michellis (1999). (2) ***,** y * denotan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

(d) Cointegración entre LTCRE, LGCN y LPROD_M

Test de Rango de Cointegración Irrestricto (Traza)				
N° de CE(s) hipotéticos	Autovalor	Estadístico de Traza	Valor Crítico	Prob.
Ninguno***	0.236197	37.57606	29.29707	0.0052
A lo mucho 1	0.103207	14.40381	15.49471	0.0725
A lo mucho 2**	0.056874	5.035806	3.841466	0.0248
Test de Rango de Cointegración Irrestricto (Valores Propios)				
N° de CE(s) hipotéticos	Autovalor	Estadístico de Máximo Autovalor	Valor Crítico	Prob.
Ninguno**	0.236197	23.17225	21.13162	0.0255
A lo mucho 1	0.103207	9.368004	14.2646	0.2568
A lo mucho 2**	0.056874	5.035806	3.841466	0.0248

Notas: (1) Los p-valores son extraídos de Haug, MacKinnon y Michellis (1999). (2) ***,** y * denotan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

(e) Cointegración entre LTCRE, LPROFIT y LNIR

Test de Rango de Cointegración Irrestricto (Traza)				
N° de CE(s) hipotéticos	Autovalor	Estadístico de Traza	Valor Crítico	Prob.
Ninguno**	0.3317	54.1336	47.8561	0.0115
A lo mucho 1	0.1118	20.2804	29.7971	0.4040
A lo mucho 2	0.0752	10.3257	15.4947	0.2565
A lo mucho 3*	0.0438	3.7582	3.8415	0.0525
Test de Rango de Cointegración Irrestricto (Valores Propios)				
N° de CE(s) hipotéticos	Autovalor	Estadístico de Máximo Autovalor	Valor Crítico	Prob.
Ninguno***	0.331698	33.85326	27.58434	0.0069
A lo mucho 1	0.111755	9.954619	21.12162	0.7489
A lo mucho 2	0.075207	6.567558	14.2646	0.5415
A lo mucho 3*	0.043754	3.758178	3.841466	0.0525

Notas: (1) Los p-valores son extraídos de Haug, MacKinnon y Michellis (1999). (2) ***,** y * denotan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

(f) Cointegración entre LNIR y LRPCOM

Test de Rango de Cointegración Irrestricto (Traza)				
N° de CE(s) hipotéticos	Autovalor	Estadístico de Traza	Valor Crítico	Prob.
Ninguno***	0.247573	24.18814	15.49471	0.0019
A lo mucho 1	0.003496	0.294206	3.841466	0.5875
Test de Rango de Cointegración Irrestricto (Valores Propios)				
N° de CE(s) hipotéticos	Autovalor	Estadístico de Máximo Autovalor	Valor Crítico	Prob.
Ninguno***	0.247573	23.89393	14.2646	0.0011
A lo mucho 1	0.003496	0.294206	3.841466	0.5875

Notas: (1) Los p-valores son extraídos de Haug, MacKinnon y Michellis (1999). (2) ***,** y * denotan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

(g) Cointegración entre LPROFIT y LRPCOM

Test de Rango de Cointegración Irrestricto (Traza)				
N° de CE(s) hipotéticos	Autovalor	Estadístico de Traza	Valor Crítico	Prob.
Ninguno**	0.155422	16.85422	15.49471	0.031
A lo mucho 1	0.031229	2.665094	3.841466	0.1026
Test de Rango de Cointegración Irrestricto (Valores Propios)				
N° de CE(s) hipotéticos	Autovalor	Estadístico de Máximo Autovalor	Valor Crítico	Prob.
Ninguno*	0.155422	14.18913	14.2646	0.0514
A lo mucho 1	0.031229	2.665094	3.841466	0.1026

Notas: (1) Los p-valores son extraídos de Haug, MacKinnon y Michellis (1999). (2) ***,** y * denotan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 1, 5 y 10 por ciento, respectivamente.

Cuadro A-3. *Estimando Cointegración No-lineal usando el método FMOLS: muestra anual (1970-2013)*

(a) LTCRE y LRPCOM

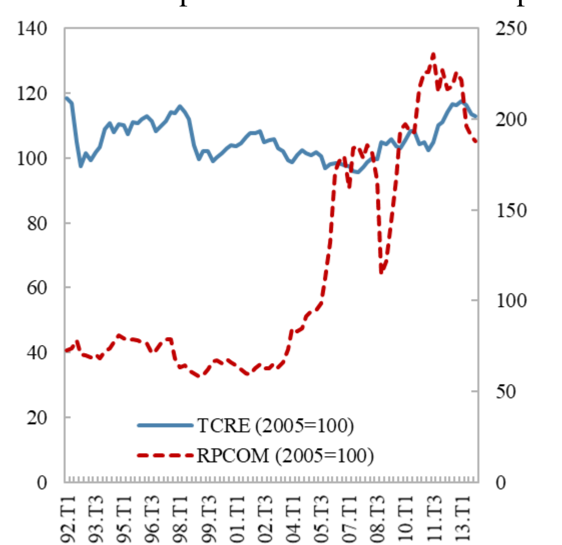
			Valores críticos asintóticos		
	Estadístico	Año de cambio	1%	5%	10%
ADF	-4.70*	1987	-5.47	-4.95	-4.68
Z_t	-4.75*	1987	-5.47	-4.95	-4.68
Z_α	-30.34	1987	-57.17	-47.04	-41.85

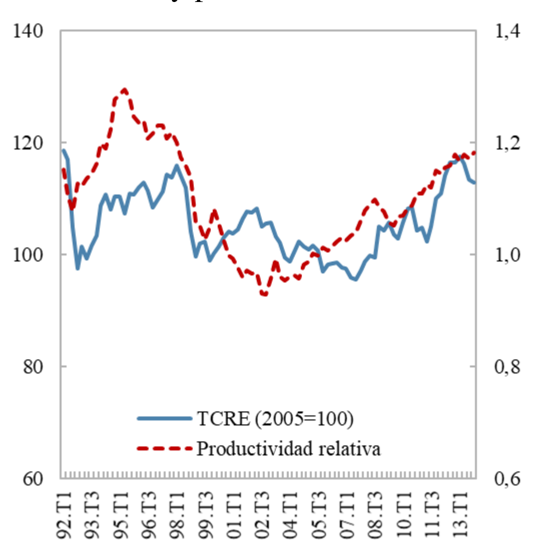
(b) LTCRE y Todos sus Determinantes

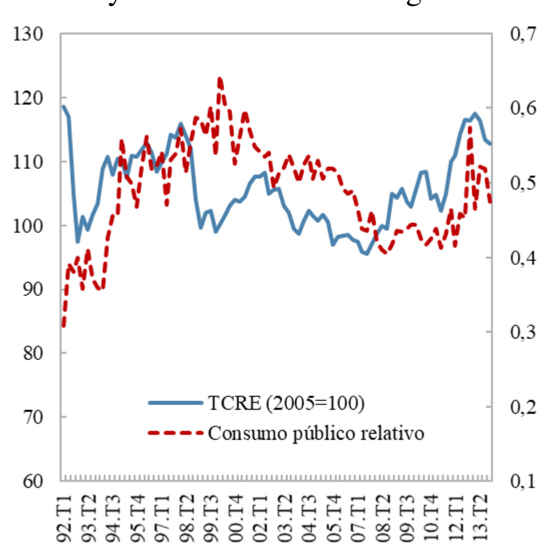
			Valores críticos asintóticos		
	Estadístico	Año de cambio	1%	5%	10%
ADF	-7.08***	1988	-6.92	-6.41	-6.17
Z_t	-6.24*	1989	-6.92	-6.41	-6.17
Z_α	-30.34	1989	-90.35	-78.52	-75.56

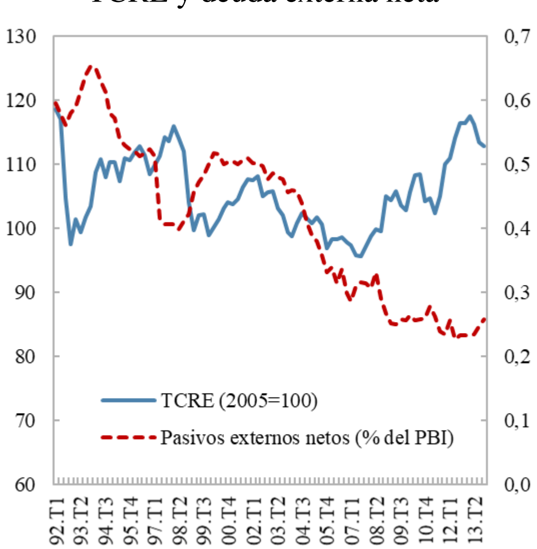
Notas: Se evalua la hipótesis nula de "no cointegración". En el Cuadro (b) los determinantes incluyen LRPCOM, LPROD, LGCN y LNFL. ***, ** y * denotan rechazo de la hipótesis nula al 1, 5 y 10 por ciento de nivel de significancia, respectivamente.

Gráfico A-1. *Tipo de cambio real efectivo y los fundamentos:*









Fuente: BCRP, Bureau of Economic Analysis, Haver, IFS, INS, WEO.

Cuadro A-4. *Estimado de cointegración No-lineal usando el método FMOLS: muestra anual (1970-2013)*

(a) LTCRE y LRPCOM

LTCRE=a(1)*LRPCOM+a(2)*LRPCOM*RS1987+a(3)

Coeficiente [1]	Coeficiente	Error estándar	Prob.
a(1)	-0.26	0.12	0.0349
a(2)	0.27	0.02	0.0000
a(3)	4.59	0.54	0.0000

(b) LTCRE y todos los fundamentos

LTCRE=b(1)*LRPCOM+b(2)*LRPCOM*RS1988
+b(3)*LGCN+b(4)*LGCN*RS1988+b(5)*LPROD
+b(6)*LPROD*RS1988+b(7)*LNFL
+b(8)*TRADE_OPEN+b(9)

Variable [2]	Coeficiente	Error estándar	Prob.
b(1)	-0.16	0.01	0.000
b(2)	0.19	0.00	0.000
b(3)	-0.44	0.03	0.000
b(4)	0.63	0.04	0.000
b(5)	-0.76	0.04	0.000
b(6)	0.95	0.04	0.000
b(7) [3]	-0.06	0.01	0.000
b(8)[3] [4]	0.52	0.01	0.000
b(9)	4.01	0.04	0.000

(c) Coeficientes de test de restricciones de Wald

Hipótesis nula	Valor	t-estadístico	Probabilidad
a(1)+a(2)=0	0.01	0.11	0.9100
b(1)+b(2)=0	0.03	2.95	0.0057
b(3)+b(4)=0	0.19	9.26	0.0000
b(5)+b(6)=0	0.19	8.62	0.0000

[1] RS1987 se refiere a una dummy para un cambio de régimen en 1987, identificado por el test de Gregory-Hansen (Cuadro A-3)
[2] RS1988 se refiere a una dummy para un cambio de régimen en 1988, identificado por el test de Gregory-Hansen (Cuadro A-3).
[3] LNFL y TRADE_OPEN (dummy para apertura comercial) no muestra cambios en los signos de sus coeficientes cuando interactúan con RS1988.
[4] TRADE_OPEN no fue incluido en el test de cointegración en el Cuadro A-3 del Apéndice debido a que el test Gregory-Hansen no permite mas de cuatro variables en el lado derecho y variables dummy.

CUADRO A-5. *Evidencia empírica en moneda* commodity

Autor/es(año)	Países	Muestra	Método	Elasticidad de precio de commodities	Definición de precio de commodities
Chen y Rogoff (2003)	Australia, Canada, Nueva Zelanda	Trimestral: varios años	Cointegración de series de tiempo	Australia (0.4), Canada (0.4) y Nueva Zelanda (0.6)	Precio real de commodities
Cashin (2004)	58 países exportadores de commodities, incluyendo Perú	Mensual: 1980-2002	Cointegración de series de tiempo	Mediana=0.4. TI no importantes para Perú	Precio real de commodities
Ferreyra y Salas (2006)	Perú	Trimestral: 1980-2005	Cointegración de series de tiempo	0.3	TI
Montiel (2007)	Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Paraguay y Uruguay	Anual: 1969-2005	Cointegración de series de tiempo	TI importantes sólo para Argentina (1.7), Bolivia (0.6) y Uruguay (0.6)	TI
Iossifov y Loukoianova (2007)	Ghana	Trimestral: 1984-2006	Cointegración de series de tiempo	0.4	Precios reales de commodities
Astorga (2012)	Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México, Venezuela	Anual: 1900-2000	Cointegración de series de tiempo	Argentina (0.4), Brasil (0.2), Chile(0.1), Colombia (0.4), México (no significativo), Venezuela (0.1)	TI
Coudert et al (2011)	52 exportadores de commodities	Anual: 1980-2007	Cointegración en panel	0.4	Precios reales de commodities
Bodart, Candelon y Carpantier (2012)	42 países dependientes de commodities	Mensual: 1980-2000	Cointegración en panel	0.2	Precios reales de commodities
Ricci, Milesi-Ferretti y Lee (2013)	48 países emergentes e industrializados	Anual: 1980-2004	Cointegración en panel	Países avanzados (0.8) Mercados emergentes (0.5)	Precios reales de commodities
Phillips y otros (2014)	40 países avanzados y emergentes	Anual: 1990-2010	Panel con MCO (efectos fijos)	0.1	Precios reales de commodities

REFERENCIAS

Adler, G. y N. E. Magud (2013), "Four Decades of Terms-of-Trade Booms: Saving-Investment Patterns and a New Metric of Income Windfall", IMF Working Paper 13/103.

Astorga, P. (2012), "Mean Reversion in Long-Horizon Real Exchange Rates: Evidence from Latin America", *Journal of International Money and Finance*, 31(6), 1529-1550.

Armas, A. y F. Grippa (2005), "Targeting Inflation in a Dollarized Economy: The Peruvian Experience", Inter-American Development Bank, Working Paper 538.

Armas, A., Castillo, P. y M. Vega (2014), "Inflation Targeting and Quantitative Tightening: Effects of Reserve Requirements in Peru", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2014-003.

Bodart, V., Candelon, B. y J.F. Carpantier (2012), "Real Exchanges Rates in Commodity Producing Countries: A Reappraisal", *Journal of International Money and Finance*, 31(6), 1482-1502.

Cashin, P., Céspedes, L. F. y R. Sahay (2004), "Commodity Currencies and the Real Exchange Rate", *Journal of Development Economics*, 75(1), 239-268.

Chen, Y. C. y K. Rogoff (2003), "Commodity Currencies", *Journal of International Economics*, 60(1), 133-160.

Coudert, V., Couharde C. y V. Mignon (2011), "Does Euro or Dollar Pegging Impact the Real Exchange Rate? The Case of Oil and Commodity Currencies", *The World Economy*, 34(9), 1557-1592.

Engel, C. (2000), "Long-run PPP may not Hold After all", *Journal of International Economics*, 51(2), 243-273.

Ferreyra, J. y J. Salas (2006), "Tipo de Cambio Real de Equilibrio en el Perú", Banco Central de Reserva del Peru, Documento de Trabajo 2016-006.

Froot, K. A. y K. Rogoff (1995), "Perspectives on PPP and Long-run Real Exchange Rates", *Handbook of International Economics*, Elsevier, 3(32), 1647-1688.

Gregory, A. W. y B.E. Hansen (1996), "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.

Haug, A., MacKinnon, J. y L. Michelis (1999), "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 563-577.

Iossifov, P. K. y E. Loukoianova (2007), "Estimation of a Behavioral Equilibrium Exchange Rate Model for Ghana", IMF Working Paper 07/155.

Meese, R. A. y K. Rogoff (1983), "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: do they fit out of Sample?", *Journal of International Economics*, 14(1-2), 3-24.

Montiel, P. J. (2007), "Equilibrium Real Exchange Rates, Misalignment and Competitiveness in the Southern Cone", *United Nations Publications*.

Phillips, M. S., M. L. Cat ao, M.L.A. Ricci, R. Bems, M. Das, J. Di Giovanni, D. F. Unsal, M. Castillo, J. Lee, J. Rodriguez, et al. (2014), "The External Balance Assessment (EBA) Methodology", IMF Working Paper 13/272.

Ricci, L. A., Milesi-Ferretti G. M. y J. Lee (2013), "Real Exchange Rates and Fundamentals: a Cross-country Perspective", *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(5), 845-865.

Rogoff, K. (1996), "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647-668.

Rossini, R., Armas, A. y Z. Quispe (2014), "Global Policy Spillovers and Peru's Monetary Policy: Inflation Targeting, Foreign Exchange Intervention and Reserve Requirements", en Bank for International Settlements (ed.), *The transmission of unconventional monetary policy to the emerging markets*, BIS Paper chapters 78, 241-264.

Tashu, M. (2014), "Motives and Effectiveness of Forex Interventions: Evidence from Peru", en Bank for International Settlements (ed.), IMF Working Paper 14/217.

Revista Estudios Económicos **36**, 31 - 53 (Diciembre 2018)
Disponible en www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos.html



El efecto de cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú: Una aplicación del enfoque narrativo

Erick Lahura y Giovana Castillo*

Este trabajo estima el efecto que tienen los cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú. Se utiliza el enfoque narrativo para construir una serie temporal de cambios tributarios exógenos, los cuales son identificados a partir de la revisión de los registros históricos asociados a las leyes que establecieron cambios tributarios. Los datos utilizados son trimestrales y cubren el período 1991−2015. *Los resultados muestran que la elasticidad del PBI real respecto de la presión tributaria es aproximadamente* −0, 11 *en el mismo trimestre en que se produce el cambio tributario y* −0, 22 *luego de seis trimestres. Además, ante un aumento de impuestos equivalente a 1 % del PBI, la presión tributaria se reduce contemporáneamente en* 0, 28 *puntos porcentuales y alcanza una caída máxima de* 0, 49 *puntos porcentuales luego de siete trimestres. Estos resultados implican que una reducción de impuestos puede tener un efecto positivo y transitorio sobre la actividad económica; sin embargo, dicho efecto no es suficiente para recuperar la recaudación que se sacrificaría inicialmente. Cabe señalar que estos resultados son de corto plazo y no toman en cuenta la reacción del gasto del gobierno ni el efecto final sobre el déficit público y la sostenibilidad fiscal.*

Palabras Clave : Impuestos, cambios tributarios, actividad económica, VAR.
Clasificación JEL : E23, E32, E62, H20, N16

El gasto del gobierno y los impuestos son las dos principales herramientas de la política fiscal. Sin embargo, existen posiciones diferentes respecto a sus efectos sobre la actividad económica, especialmente en el caso de los impuestos. Teóricamente, una reducción de impuestos puede estimular una economía en el corto y largo plazo, pues una menor carga tributaria permite a los consumidores y empresarios contar con mayor liquidez para consumir e invertir. También es posible que tenga el efecto opuesto, al impulsar aumentos en la tasa de interés y una reducción de la confianza de los consumidores e inversionistas, tal como lo señalan

* Lahura: Banco Central de Reserva del Perú (email: erick.lahura@bcrp.gob.pe). Castillo: Superintendencia Nacional de Aduanas y de Administración Tributaria (email: gcastill@sunat.gob.pe).

Los autores agradecen los valiosos comentarios y sugerencias de Luis Alberto Arias, Manuel Estela, Eduardo Moreno, Tanja Sturm y Marco Vega. También agradecen a los participantes del XXXIII Encuentro de Economistas del BCRP (Octubre, 2015) y del Seminario de Investigación Económica del BCRP (Agosto, 2016). Este trabajo se basa en Castillo (2016). Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición de las instituciones a las cuales están afiliados.

Romer y Romer (2010). A nivel empírico, la evidencia internacional reciente muestra que una reducción de impuestos tiene un efecto positivo sobre la actividad económica, (Blanchard y Perotti, 2002; Romer y Romer, 2010; Cloyne, 2013; Mertens y Ravn, 2014, entre otros).

En el Perú, los cambios en las tasas de impuestos han sido aplicados con diversos propósitos, como por ejemplo fomentar la inversión y el crecimiento de largo plazo, reactivar la economía en el corto plazo, entre otros motivos. Recientemente, el gobierno peruano estableció la reducción progresiva del impuesto a la renta empresarial desde 30 % hasta 28 % para los años 2015 y 2016, con el objetivo de reactivar la economía.[1] Sin embargo, en el año 2017 se revirtió esta medida y la tasa del impuesto a la renta para las empresas aumentó de 28 % a 29,5 %; en simultáneo, con el objetivo de fomentar el crecimiento de las micro y pequeña empresas, se estableció el denominado Régimen Mype Tributario (RMT), por el cual muchas empresas pasaron de pagar una tasa de impuesto a la renta de 29,5 % a pagar una tasa de 10 %. Durante este período, el crecimiento promedio del PBI fue 3, 3 % - menor que en años anteriores - mientras que la presión tributaria disminuyó continuamente hasta alcanzar un mínimo histórico de 13, 0 % en el año 2017. En este contexto, la medición del efecto de los cambios tributarios sobre la actividad económica y la recaudación son relevantes para evaluar las decisiones de las autoridades fiscales.

El objetivo de esta investigación es estimar el efecto de cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú entre los años 1991 y 2015.[2] Siguiendo el enfoque narrativo propuesto por Romer y Romer (2010), se construye una serie de cambios tributarios exógenos los cuales son identificados a partir de la revisión de los registros históricos de todos los cambios tributarios establecidos por ley[3] entre los años 1991 y 2015, los cuales incluyen la ley promulgada, la exposición de motivos, los reportes de comisiones legislativas, los proyectos de ley, entre otros. Tomando como referencia los criterios propuestos por Romer y Romer (2010), un cambio tributario establecido por ley es considerado como exógeno si tiene como motivación enfrentar un déficit fiscal heredado o alcanzar un objetivo de largo plazo como aumentar la equidad, reducir el tamaño del gobierno, mejorar la tasa de crecimiento de largo plazo, entre otras.

La estimación del efecto de los cambios tributarios exógenos sobre la actividad económica se realiza a través de la estimación de modelos econométricos estándar de series temporales. Los resultados básicos se obtienen de la estimación de modelos univariados que incluyen como regresores el valor contemporáneo y valores rezagados de la serie de cambios tributarios exógenos y los rezagos de la tasa de crecimiento del PBI real. La robustez de los resultados básicos se analiza a través de la estimación de vectores autoregresivos que, adicionalmente, incluyen el gasto público real, los términos de intercambio y la recaudación tributaria.

El principal resultado de la investigación es que un aumento de impuestos[4] tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo sobre el PBI real, cuyo efecto máximo se alcanza luego de un año (o más) de ocurrido el cambio; además, la magnitud y la dinámica del efecto estimado son relativamente robustas a las especificaciones utilizadas. Específicamente, se obtiene que la elasticidad del PBI real respecto de la presión tributaria es aproximadamente $-0,11$ el mismo trimestre en que se produce efectivamente el cambio tributario y $-0,22$ luego de seis trimestres. Por su parte, la recaudación tributaria (medida como porcentaje del PBI) se reduce en 0,28 puntos porcentuales contemporáneamente y alcanza una caída

[1] A fines del año 2014, el Congreso de la República del Perú aprobó un grupo de medidas tributarias que buscaban reactivar la economía y promover las inversiones, contenidas en la Ley No. 30296 que promueve la Reactivación de la Economía, cuya implementación empezó en enero del 2015. Entre las medidas más importantes destacaban la reducción progresiva del impuesto a la renta empresarial - de 30 % a 28 % para los años 2015 y 2016 - y la reestructuración de la escala progresiva del impuesto a la renta de personas naturales, que pasó de 3 a 5 tramos de ingresos.

[2] Si bien se cuenta con información completa hasta el 2018, se decidió no incluir las medidas tributarias del gobierno en curso.

[3] Hace referencia a los cambios de tasas que fueron aprobados por el Congreso de la República.

[4] Los resultados también pueden ser interpretados en términos de una reducción de impuestos, dado que se asumen efectos simétricos en los modelos utilizados.

máxima de 0, 49 puntos porcentuales luego de 7 trimestres. Estos resultados implican que si bien una reducción de impuestos puede tener un efecto positivo sobre la actividad económica, dicho efecto no es suficiente para recuperar la recaudación que se sacrificaría inicialmente.

Esta investigación se ubica dentro de la literatura empírica reciente que analiza los efectos de cambios tributarios sobre la actividad económica, impulsada por los trabajos seminales de Blanchard y Perotti (2002) y Romer y Romer (2010). Un componente central de esta literatura es la identificación y construcción de una serie temporal de cambios tributarios que sean exógenos,[5] definidos como aquellos que no están afectados por la situación actual de la economía o de su proyección de corto o mediano plazo.[6] Para tal fin, se han utilizado hasta tres enfoques alternativos en la literatura. El primero se basa en la construcción de una serie de cambios tributarios ajustada por movimientos asociados al ciclo económico (Andersen y Jordan, 1968; Giavazzi y Pagano, 1990; Alesina y Perotti, 1997); sin embargo, dicha serie podría estar correlacionada con otros factores que también afectan al producto (Romer y Romer, 2010). El segundo enfoque consiste en la identificación de choques tributarios a partir de los errores de modelos de vectores autorregresivos estructurales o SVAR (Blanchard y Perotti, 2002; Mountford y Uhlig, 2009; Mertens y Ravn, 2013, 2014). El tercero es el enfoque narrativo aplicado en esta investigación, el cual fue utilizado en el trabajo seminal de Romer y Romer (2010) y posteriormente por otros autores que han estudiado el caso de Estados Unidos (Mertens y Ravn, 2011; Favero y Giavazzi, 2011; Perotti, 2012; Jones y Olson, 2014; Hussain, 2015) y el Reino Unido (Cloyne, 2013).

Los resultados obtenidos en este trabajo son consistentes con los que existen en la literatura internacional. En términos de los efectos estimados, los resultados de la especificación muestran que luego de un incremento de impuestos equivalente a 1 % del PBI nominal, el PBI real se reduce contemporáneamente entre 1, 00 % (elasticidad de $-0,14$) y 0,74 % (elasticidad de $-0,11$), y alcanza una caída máxima que fluctúa entre 2, 01 % (elasticidad de $-0,29$) luego de cuatro trimestres y 1,55 % (elasticidad de $-0,22$) luego de seis trimestres.

Este trabajo contribuye en dos dimensiones a la literatura existente para el caso peruano. Por un lado, es la primera vez que se aplica el enfoque narrativo para estudiar temas de política fiscal en Perú. Trabajos previos como Mendoza y Melgarejo (2008) y Rossini y Otros (2012) aplican la metodología SVAR propuesta por Blanchard y Perotti (2002), mientras que Sánchez y Galindo (2013) aplican tanto el enfoque SVAR como modelos VAR no lineales (LSTVAR). Por otro lado, es la primera vez que se encuentra evidencia de que los cambios tributarios tienen un efecto dinámico y estadísticamente significativo sobre el PBI real. Mendoza y Melgarejo (2008) muestran que el impacto de un aumento de impuestos es pequeño y no significativo, excepto en un caso particular; Rossini y Otros (2012) encuentran que el multiplicador de ingresos corrientes (medidos como ingresos tributarios) tiene un efecto negativo pero no significativo sobre el producto; Sánchez y Galindo (2013), muestran que en períodos de bajo crecimiento una reducción de impuestos tiene un efecto pequeño y positivo en la economía, mientras que en épocas de alto crecimiento el impacto no es significativo.

El resto del documento tiene la siguiente estructura. La sección 1 describe la evolución de la recaudación en el Perú, los cambios tributarios establecidos por ley y su relación con el PBI real. La descripción del enfoque narrativo y la identificación de los cambios tributarios exógenos a partir de dicho enfoque se desarrolla en la sección 2. La sección 3 describe la metodología empírica para estimar el impacto de cambios tributarios sobre el PBI real. La sección 4 presenta los resultados empíricos y en la sección 4.3 se realiza un análisis de robustez de los mismos. Finalmente, se presentan las conclusiones en la sección 5.

[5] Muchas preguntas de investigación económica son del tipo causales (causa-efecto). Para responder a dichas preguntas, se requiere que la variable causal sea exógena.

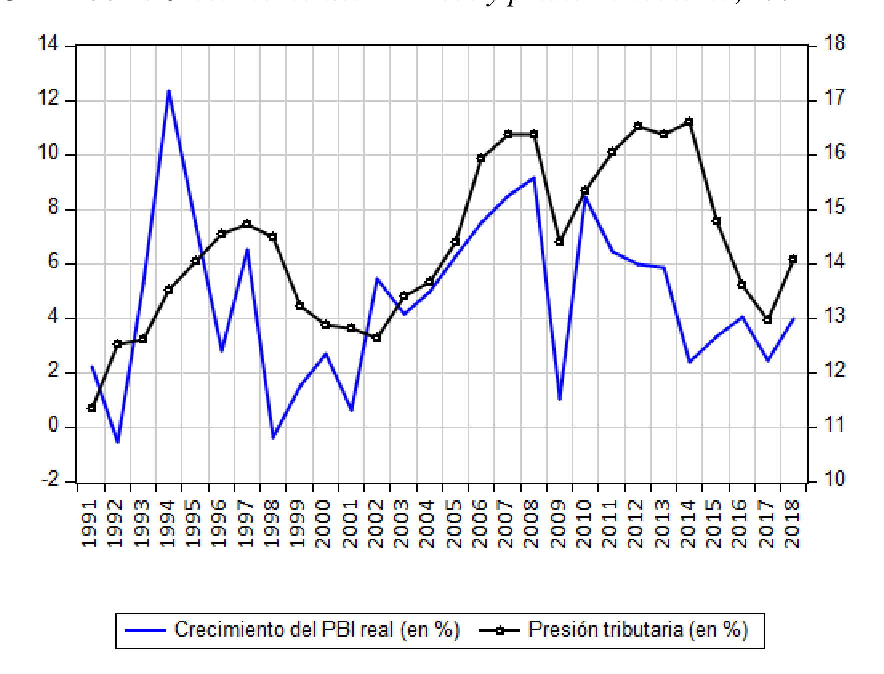
[6] Es decir, que no existe correlación entre los cambios tributarios y los valores contemporáneos y futuros del producto.

1. Hechos principales

En el Perú, la recaudación tributaria está compuesta por el monto de impuestos pagados por los contribuyentes al gobierno central neto de las devoluciones que reciben, y se mide a través de los Ingresos Tributarios del Gobierno Central (ITGC).[7] Los principales impuestos que conforman la recaudación son: el impuesto a los ingresos (el impuesto a la renta pagado por las personas jurídicas y personas naturales), el impuesto general a las ventas (IGV), el impuesto selectivo al consumo (ISC), el impuesto a las importaciones (aranceles de aduanas y sobretasa arancelaria) y otros ingresos tributarios.[8]

Un indicador típico de la capacidad contributiva de una economía es la "presión tributaria", la cual se define como el ratio entre la recaudación tributaria y el PBI nominal. El Gráfico 1 muestra la evolución anual de la presión tributaria (expresada en porcentajes) y la tasa de crecimiento del PBI real (expresado en logaritmos) para el período 1991-2018.[9].

Gráfico 1. *Crecimiento del PBI real y presión tributaria, 1991-2018*



La presión tributaria ha registrado una trayectoria creciente entre los años 1991-2018 pasando de 11,3 % en 1991 a 14,1 % en el 2018. También se observa un comportamiento cíclico con picos en los años 1997, 2007 y 2014 (14,7 %, 16,4 % y 16,6 %, respectivamente),[10] y valles en los años 2002, 2009 y 2017 (12,6 %, 14,4 % y 13,0 %, respectivamente). Además, se evidencia una relación lineal y positiva

[7] De acuerdo a la Guía Metodológica de la Nota Semanal publicada por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP, 2016), los Ingresos Tributarios del Gobierno Central incluyen la comisión de administración de la SUNAT (las tasas vigentes a partir del ejercicio 2008 son: 1,6 % por tributos internos y 1,5 % por impuestos y aranceles a importaciones), la renta de aduanas (2 % de los impuestos externos) así como la comisión por manejo de tesorería del Banco de la Nación (0,25 % del total recaudado). Las devoluciones son el reintegro de tributos de acuerdo a las solicitudes de los contribuyentes aprobadas por la SUNAT.

[8] Estos ingresos incluyen los ingresos por fraccionamiento tributario, impuesto a las transacciones financieras (ITF), impuesto a los activos netos (ITAN), impuesto extraordinario de solidaridad (eliminado en 2004), impuesto al rodaje, régimen único simplificado (RUS), impuesto a los casinos y tragamonedas, multas, entre otros.

[9] Los datos de stas dos series fueron obtenidos de la base de datos del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP)

[10] La presión tributaria del año 2014 representó el segundo nivel más alto desde 1980 cuando la presión tributaria llegó a 18,6 %. Sin embargo, aproximadamente 0,7 puntos porcentuales en el año 2014 fueron consecuencia de pagos extraordinarios de impuestos, por la venta de dos empresas importantes.

entre la presión tributaria y la tasa de crecimiento del PBI real, aunque medianamente fuerte dado que el coeficiente de correlación entre estas variables es $r = 0,42$. Esta correlación evidencia que ambas variables han evolucionado en promedio en el mismo sentido; sin embargo, no permite establecer ningún tipo de relación causal. Por ello, para establecer si la recaudación tiene algún efecto causal sobre la tasa de crecimiento del PBI real, es importante identificar el componente exógeno de la recaudación (es decir, aquel que no responde a cambios en la actividad económica) y evaluar si este tiene algún impacto sobre la tasa de crecimiento del PBI real.

Los cambios tributarios establecidos por ley que afectan a los principales impuestos son los candidatos naturales para identificar el componente exógeno de la recaudación. El Cuadro 1 muestra la estructura tributaria de la recaudación por quinquenios. Se observa que dicha estructura cambió luego del quinquenio 1986-1990 como consecuencia de la reforma tributaria de inicios de 1991, la cual estableció la vigencia de pocos impuestos simples con carácter permanente que facilitaran el cumplimiento tributario y la administración tributaria. Así, a partir de 1991 el régimen tributario redujo su dependencia del impuesto al patrimonio y a las exportaciones y se concentró en el impuesto general a las ventas (IGV), el impuesto a la renta, y el impuesto selectivo al consumo (ISC).

Cuadro 1. *Estructura de los ingresos tributarios del Gobierno Central (Porcentaje del PBI)*

	Período						
	1986-90	**1991-95**	**1996-00**	**2001-05**	**2006-10**	**2011-15**	**2016-18**
Ingresos tributarios	**10,8**	**12,8**	**14,0**	**13,4**	**15,7**	**16,1**	**13,5**
Impuestos a los ingresos	2,0	2,1	3,4	3,7	6,4	6,8	5,5
Impuestos al patrimonio	0,7	0,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Impuestos a las exportaciones	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Impuestos a las importaciones	1,9	1,6	1,7	1,3	0,6	0,3	0,2
Impuesto general a las ventas (IGV)	2,1	4,9	6,7	6,9	8,2	8,6	8,0
- Interno	1,4	2,8	3,9	4,1	4,5	4,9	4,7
- Importaciones	0,7	2,2	2,9	2,8	3,7	3,8	3,3
Impuesto selectivo al consumo (ISC)	3,8	3,1	2,1	2,0	1,2	1,0	0,9
- Combustibles	2,1	1,9	1,2	1,4	0,6	0,4	0,4
- Otros	1,7	1,2	0,9	0,6	0,6	0,5	0,5
Otros ingresos tributarios	1,1	1,1	1,1	1,0	1,2	1,4	1,3
Devoluciones	-0,8	-0,3	-1,1	-1,6	-1,9	-2,0	-2,4

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú

La reforma tributaria enfatizó la mejora de la recaudación del IGV, la cual aumentó en casi 133 % entre los quinquenio 1986-1990 y 1991-1995, pasando de 2,1 % a 4,9 % del PBI, manteniendo una trayectoria creciente hasta alcanzar una recaudación de 8,6 % en el último quinquenio. El segundo impuesto más importante ha sido el impuesto a la renta, el cual registró un aumento de 66 % durante el quinquenio 1996-2000 y de 72 % durante el quinquenio 2006-2010, alcanzando una recaudación promedio de 6,8 % en el quinquenio 2011-2015. Por el contrario, la recaudación del ISC ha mostrado una trayectoria decreciente, pasando de 3,1 % en el quinquenio 1991-1995 a 1,0 % en el quinquenio 2011-2015. En conjunto, el IGV y el impuesto a la renta han sido las principales fuentes de recaudación tributaria, pasando de una participación de 53,3 % en la recaudación bruta (antes de devoluciones) en el quinquenio 1991-1995 a una participación de 85,4 % en el quinquenio 2011-2015 y de 84,7 entre los años 2016 y 2018. El Cuadro 2 muestra la distribución de los principales cambios tributarios establecidos por ley desde 1991 hasta el año 2015: 12 corresponden al Impuesto a la Renta (IR) e Impuesto a los Dividendos (ID), 7 al IGV y 5 al impuesto patrimonial (IP).

Como se puede observar, durante la reforma de 1991 y 1992, se promulgaron 6 cambios tributarios relacionados al IGV, impuesto a la renta e impuesto al patrimonio. A partir del año 1993, los principales

Cuadro 2. *Número de cambios tributarios establecidos por ley: Impuesto a la renta (IR) y a los dividendos (ID), IGV e impuesto al patrimonio (IP).*

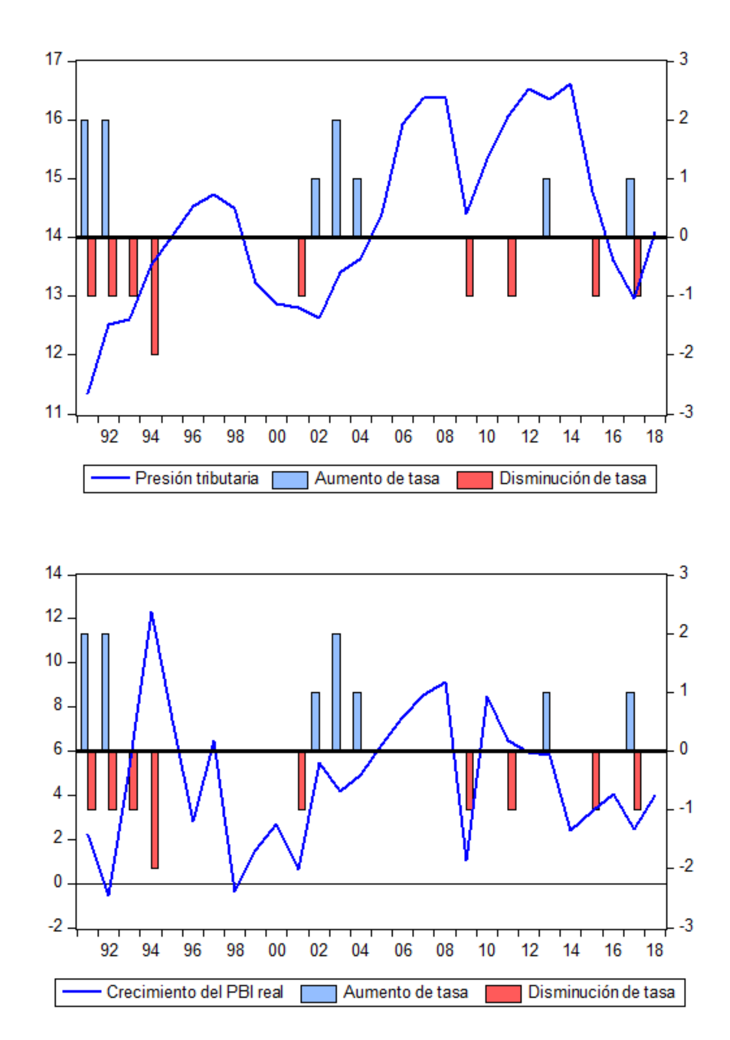
Año	IR e ID	IGV	IP	Total
1991	1	1	1	3
1992	1	1	1	3
1993	0	0	1	1
1994	1	0	1	2
1995	0	0	0	0
1996	0	0	0	0
1997	0	0	0	0
1998	0	0	0	0
1999	0	0	0	0
2000	0	0	0	0
2001	1	0	0	1
2002	1	0	0	1
2003	1	1	0	2
2004	1	0	0	1
2005	0	0	0	0
2006	0	0	0	0
2007	0	0	0	0
2008	0	0	0	0
2009	1	0	0	1
2010	0	0	0	0
2011	0	1	0	1
2012	0	0	0	0
2013	1	0	0	1
2014	0	0	0	0
2015	1	0	0	1
2016	0	0	0	0
2017	2	0	0	2
2018	0	0	0	0
Total	12	4	4	20

cambios tributarios correspondieron al impuesto a la renta (y al patrimonio, hasta que desapareció en 1994). En el caso del IGV, solamente se promulgaron dos cambios tributarios en los años 2003 y 2011. El Anexo B de Lahura y Castillo (2016) contiene el detalle de los cambios tributarios ocurridos entre 1991 y 2015.

El Gráfico 2 ilustra la trayectoria del número de cambios tributarios establecidos por ley (incremento o reducción de las tasas de impuestos) junto con la de la presión tributaria (panel superior) y la tasa de crecimiento del PBI real (panel inferior).

Entre los años 1990 y 1992, se producen diferentes cambios tributarios: el incremento de la tasa de IGV hasta 18 %; la reducción de la tasa de impuesto a la renta empresarial hasta 30 %, la reducción de la tasa de impuestos a los dividendos y distribución de utilidades hasta 10 %; el establecimiento de 5 tramos de la renta neta imponible de personas naturales con tasas aplicables de 6 %, 10 %, 20 %, 30 % y 37 %; la eliminación de los impuestos a las exportaciones y de la contribución extraordinaria sobre el patrimonio personal. Entre 1993 y 1994, período de recuperación económica, se producen cambios en las normas tributarias como la reducción a 2 los tramos de la renta neta imponible de personas naturales con tasas aplicables de 15 % y 30 %, la derogación de la contribución al patrimonio empresarial y la inafectación

Gráfico 2. *Evolución de la presión tributaria (%), crecimiento del PBI real (%) y número de cambios tributarios establecidos por ley*



de impuestos a los dividendos. Durante este período, la presión tributaria mostró una tendencia creciente, pasando de 11,3 % a 13,5 %.

Entre 1994 y 1998 se registró una tendencia decreciente de la tasa de crecimiento del PBI real (interrumpido por una mejora registrada en el año 1996), período durante el cual disminuyen los precios internacionales de los principales bienes de exportación, se reduce la demanda interna y la economía se ve afectada por el fenómeno del Niño. Durante estos años, no se registraron cambios tributarios importantes. Durante este período, la presión tributaria siguió mostrando una tendencia creciente hasta alcanzar un pico de 14,7 % en 1997, para luego desacelerarse a partir del año 1998.

Entre los años 1999 y 2008, se registra una tendencia creciente en la tasa de crecimiento del PBI real. Los principales cambios tributarios ocurrieron entre los años 2001 y 2004: se incrementó la tasa del IGV de 18 % a 19 %, se establecieron 3 tramos de la renta neta imponible de personas naturales con tasas aplicables de 15 %, 21 % y 30 % y se implementó la tasa de 4,1 % sobre los dividendos y cualquier otra forma de distribución de utilidades. A pesar de estos cambios tributarios, la economía siguió creciendo hasta el año 2008. Por su parte, la presión tributaria luego de alcanzar un valle de 12,6 % en el año 2002 registró una tendencia creciente hasta alcanzar picos históricos de 16,4 % en los años 2007 y 2008.

En el año 2009, se produce una fuerte caída de la tasa de crecimiento del PBI real (pasó de 9,1 %

a 1,0 %) y de la presión tributaria (pasó de 16,4 % a 14,4 %), como consecuencia de la crisis financiera internacional. La economía peruana volvió a crecer en el año 2010 a una tasa de 8,5 %; sin embargo, la tasa de crecimiento del PBI real registró una desaceleración hasta el año 2016. Por su parte, la presión tributaria mostró una tendencia creciente hasta el año 2014 alcanzando un pico histórico de 16,6 % y luego registró una tendencia decreciente hasta el año 2017 alcanzando un mínimo de 13,0 %.

Durante este período, se realizaron los siguientes cambios tributarios: la reducción de la tasa de IGV a 18 %, la modificación del diseño del impuesto a la renta aplicable a las personas naturales al pasar de un sistema global a un sistema cedular y el paquete de medidas tributarias del 2015 para reactivar la economía. En este último caso, se modificaron los tramos y tasas del IR de personas naturales, estableciéndose 5 tramos con tasas de 8 %, 14 %, 17 %, 20 % y 30 % y para los años 2015 y 2016; se incrementó la tasa de IR a los dividendos a 6,8 % y se redujo la tasa de IR empresarial a 28 %. En el año 2017 entraron en vigencia dos cambios normativos que afectaron la recaudación del impuesto a la renta de las empresas. Por un lado, la tasa del impuesto a la renta para las empresas aumentó de 28 % a 29,5 %, revirtiéndose así la reducción de dicho impuesto vigente desde el año 2015, y se redujo la tasa de impuesto a los dividendos de 6,8 % a 5,0 %. Por otro lado, con el objetivo de fomentar el crecimiento de las micro y pequeña empresas, se estableció el denominado Régimen Mype Tributario (RMT), por el cual muchas empresas que debieron una tasa de impuesto a la renta de 29,5 % pasaron a pagar solo 10 %, lo cual contribuyó a que la presión tributaria registrara un nivel de 13,0 %, su nivel más bajo en los últimos 15 años.

A partir de este breve recuento de la evolución de la economía, la presión tributaria y los cambios tributarios establecidos por ley, se puede inferir que estas variables han coexistido, aunque en sentidos diferentes. Por un lado, se observa que la presión tributaria y el crecimiento del PBI real están positivamente correlacionados ($r = 0,59$); mientras que el número de cambios tributarios (sin importar el signo) está correlacionado positivamente con la presión tributaria ($r = 0,57$) y negativamente con el crecimiento del PBI real ($r = -0,22$). Sin embargo, la correlación de los cambios tributarios con el crecimiento del PBI real es mayor en magnitud cuando se considera el número de cambios tributarios que implicaron un aumento de tasas ($r = -0,29$) que cuando se consideran aquellos que implicaron disminuciones ($r = 0,02$). Si todos los cambios tributarios establecidos por ley fuesen exógenos, esto implicaría que solo los aumentos de tasas afectan al crecimiento del PBI real y en sentido opuesto.

2. Análisis Narrativo

2.1. Necesidad de cambios tributarios exógenos.

La estimación del efecto causal de los cambios tributarios sobre la actividad económica requiere que la serie de cambios tributarios utilizada incorpore sólo cambios exógenos; es decir, aquellos que no dependan de ningún factor que afecte la situación actual de la actividad económica o su proyección de corto o mediano plazo. De no ser así, el estimado que se obtenga será sesgado e inconsistente.

Para ilustrar este resultado, y siguiendo a Romer y Romer (2010), considérese el siguiente modelo de regresión que relaciona la tasa de crecimiento del PBI real, ΔY_t, y la serie de cambios tributarios establecidos por ley, ΔR :[11]

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta R_t + u_t \qquad (1)$$

donde $u_t = u_{1,t} + \ldots + u_{m,t}$ incluye todos aquellos factores $u_{i,t}$ que afectan la tasa de crecimiento del

[11] Para simplificar el análisis no se incluyen los rezagos de las variables.

PBI real, como por ejemplo la política monetaria, el gasto del gobierno, las expectativas de inflación, entre otros. Si se cumple el supuesto de exogeneidad $E(u_t|R_t) = 0$, el cual implica que $Cov(\Delta R_t, u_t) = 0$, entonces el estimador de mínimos cuadrados ordinarios $\hat{\beta}_2$ sería un estimador insesgado y consistente del efecto causal de cambios tributarios sobre el crecimiento del PBI real, β_2. Para que esto sea cierto, se requiere asumir que ΔR solo depende de decisiones exógenas de política $v_{1,t}, \ldots, v_{n,t}$:

$$\Delta R_t = \sum_{i=1}^{n} v_{i,t} \tag{2}$$

donde cada $v_{i,t}$ no está correlacionado con ningún $u_{i,t}$. Sin embargo, es razonable pensar que este supuesto no se cumple pues es muy probable que ΔR también dependa de los mismos factores $u_{i,t}$ que afectan al producto:

$$\Delta R_t = \sum_{i=1}^{n} v_{i,t} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{i,t} u_{i,t} \tag{3}$$

En este caso, a pesar que ningún $v_{i,t}$ está correlacionado con ningún $u_{i,t}$, es evidente que $Cov(\Delta R_t, u_t) \neq 0$:

$$\begin{aligned} Cov\left[\Delta R_t, u_t\right] &= Cov\left[\sum_{i=1}^{n} v_{i,t} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{i,t} u_{i,t}, \sum_{i=1}^{m} u_{i,t}\right] \\ &= Cov\left[\sum_{i=1}^{m} v_{i,t}, \sum_{i=1}^{m} u_{i,t}\right] + Cov\left[\sum_{i=1}^{m} \alpha_{i,t} u_{i,t}, \sum_{i=1}^{m} u_{i,t}\right] \\ &= 0 + Cov\left[\sum_{i=1}^{m} \alpha_{i,t} u_{i,t}, \sum_{i=1}^{m} u_{i,t}\right] \neq 0 \end{aligned}$$

y por ende , $\hat{\beta}_2$ sería un estimador sesgado e inconsistente del parámetro β_2 de la ecuación (1). Sin embargo, es posible re-escribir el modelo y encontrar una especificación que permita obtener un estimador insesgado y consistente de β_2. Para ello, se combinan las ecuaciones (1) y (3) y se agrupan los términos comunes:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 \sum_{i=1}^{n} v_{i,t} + \left[\beta_2 \sum_{i=1}^{m} \alpha_{i,t} u_{i,t} + \sum_{i=1}^{m} u_{i,t}\right]$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta R_{E,t} + w_t \tag{4}$$

donde $w_t = \left[\beta_2 \sum_{i=1}^{m} \alpha_{i,t} u_{i,t} + \sum_{i=1}^{m} u_{i,t}\right]$ es el término de error, $\Delta R_{E,t} = \sum_{i=1}^{n} v_{i,t}$ representa los cambios tributarios exógenos y $E(w_t|\Delta R_{E,t}) = Cov(\Delta R_{E,t}, w_t) = 0$, De esta forma, el estimador mínimos cuadrados ordinarios $\hat{\beta}_2$ será un estimador insesgado y consistente de β_2 de la ecuación (4). Dado este resultado, la estimación del efecto causal de cambios tributarios sobre el crecimiento del PBI real requiere identificar y cuantificar los cambios tributarios exógenos, $\Delta R_{E,t}$.[12]

[12] Si bien el estimador será insesgado y consistente, no necesariamente será eficiente debido a la omisión de otras variables relevantes. Por ello, la estimación de este modelo incluirá variables de control.

2.2. Identificación de cambios tributarios exógenos.

El enfoque narrativo permite identificar cambios tributarios exógenos a partir de la revisión y análisis de los registros históricos o "narrativos" de los cambios tributarios establecidos por ley. Los registros narrativos revisados incluyen la versión final de la ley, la exposición de motivos, los reportes de las comisiones legislativas, los proyectos de ley y las Memorias Anuales del Banco Central de Reserva del Perú. En este trabajo se analizarán los principales cambios tributarios establecidos por ley entre los años 1991 y 2015. [13]

Siguiendo a Romer y Romer (2010), los cambios tributarios se clasifican en cuatro grupos en función a diferentes motivaciones: (i) compensar cambios en el gasto público, (ii) compensar otros factores diferentes al gasto y que podrían afectar al producto en el futuro cercano, (iii) enfrentar un déficit fiscal heredado, y (iv) alcanzar un objetivo de largo plazo, como por ejemplo aumentar la equidad, reducir el tamaño del gobierno o mejorar la tasa de crecimiento de largo plazo. Los cambios tributarios clasificados como (iii) o (iv) se definen como cambios tributarios exógenos debido a que son cambios motivados por decisiones pasadas, razones filosóficas o creencias sobre la equidad. El Cuadro 3 muestra el número de cambios tributarios exógenos y endógenos identificados entre los años 1991 y 2015 usando la clasificación propuesta.

Cuadro 3. *Clasificación de los cambios tributarios establecidos por ley en exógenos y endógenos*

	Exógenos				**Endógenos**			
Año	**IGV**	**IR e ID**	**IP**	**Total**	**IGV**	**IR e ID**	**IP**	**Total**
1991	1	1	0	2	0	0	1	1
1992	0	1	1	2	1	0	0	1
1993	0	0	1	1	0	0	0	0
1994	0	1	1	2	0	0	0	0
1995	0	0	0	0	0	0	0	0
1996	0	0	0	0	0	0	0	0
1997	0	0	0	0	0	0	0	0
1998	0	0	0	0	0	0	0	0
1999	0	0	0	0	0	0	0	0
2000	0	0	0	0	0	0	0	0
2001	0	0	0	0	0	1	0	1
2002	0	1	0	1	0	0	0	0
2003	0	1	0	1	1	0	0	1
2004	0	1	0	1	0	0	0	0
2005	0	0	0	0	0	0	0	0
2006	0	0	0	0	0	0	0	0
2007	0	0	0	0	0	0	0	0
2008	0	0	0	0	0	0	0	0
2009	0	1	0	1	0	0	0	0
2010	0	0	0	0	0	0	0	0
2011	0	0	0	0	1	0	0	1
2012	0	0	0	0	0	0	0	0
2013	0	1	0	1	0	0	0	0
2014	0	0	0	0	0	0	0	0
2015	0	0	0	0	0	1	0	1
Total	1	8	3	12	3	2	1	6

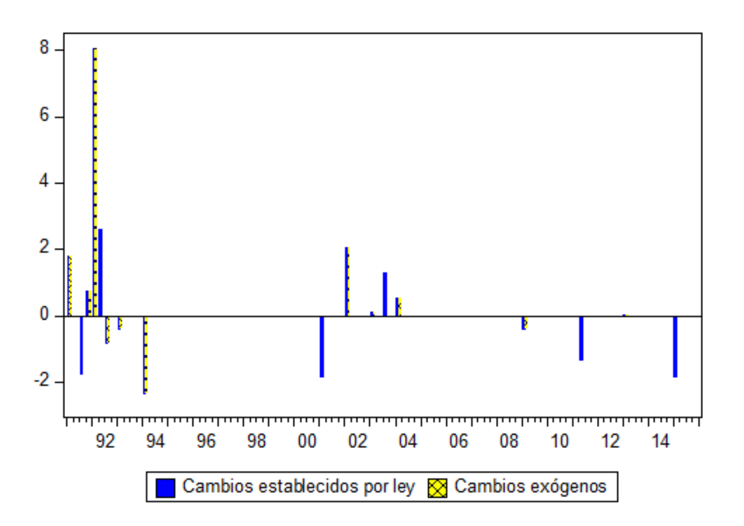
Del total de cambios tributarios establecidos por ley, se identificaron 12 como exógenos y 6 como endógenos. Además, de todos los cambios tributarios exógenos solo uno corresponde al IGV y los demás a los otros impuestos directos considerados. El análisis detallado de las motivaciones de cada uno de los cambios tributarios y su clasificación como exógeno y endógeno se presenta en el Anexo C de Lahura y Castillo (2016).

[13] Solo se analizan cambios tributarios de gobiernos pasados.

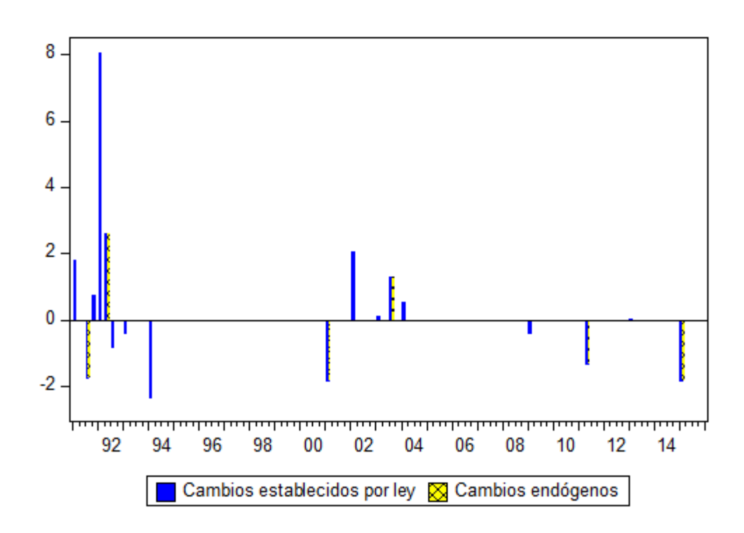
2.3. Indicadores de cambios tributarios

Luego de identificar los cambios tributarios, se cuantificó el efecto de cada uno de ellos sobre la recaudación y se construyeron tres series temporales trimestrales (expresadas como porcentajes del PBI nominal trimestral) que incluyen los diferentes tipos de cambios tributarios: (i) REL, que incluye todos los cambios tributarios establecidos por ley (endógenos y exógenos); (ii) REX, que incluye sólo cambios exógenos; y (iii) REN, que solo incluye cambios tributarios endógenos.[14] Los paneles (a) y (b) del Gráfico 3 comparan la serie REL con las series REX y REN, respectivamente.

Gráfico 3. *Comparación de la serie de cambios tributarios establecidos por ley (REL), cambios tributarios exógenos (REX) y endógenos (REN).*



(a) Cambios tributarios exógenos (REX) y establecidos por ley (REL)



(b) Cambios tributarios endógenos (REN) y establecidos por ley (REL)

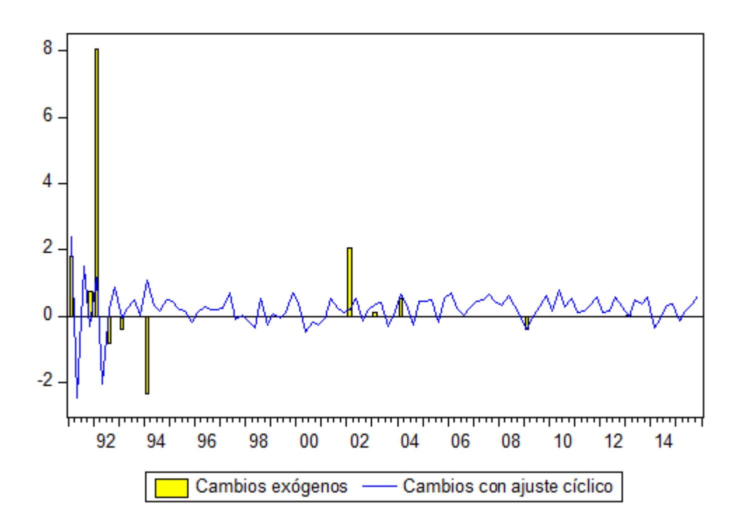
El indicador REX registra 7 valores positivos, 5 negativos (dos de ellos se dieron el primer trimestre de 1994) y varios ceros pues solo se consideran cambios tributarios establecidos por ley. El mayor incremento

[14] El detalle de la cuantificación del efecto de cada cambio tributario se puede revisar en el Anexo C de Lahura y Castillo (2016)

se registró en el primer trimestre del año 1992 (8,5 % del PBI trimestral) y la mayor caída en el primer trimestre del año 1994 (2,3 % del PBI trimestral). El monto promedio de cambios tributarios exógenos es cero y el desvío estándar 0,89 puntos porcentuales. Además, se observa que los cambios tributarios exógenos están concentrados entre los años 1991 y 1994, período que coincide con la reforma tributaria y la fundación de SUNAT, y entre los años 2001 y 2004.

Un indicador macroeconómico estándar de cambios tributarios es la variación de los ingresos tributarios ajustados por el ciclo económico y expresada como porcentaje del PBI nominal (RAC). Este indicador representa aquellos ingresos que se hubieran registrado en ausencia de ciclos económicos; es decir, si el PBI se hubiera mantenido en su tendencia normal. La variación de los ingresos tributarios ajustados por el ciclo económico se ha obtenido a partir de la regresión de los ingresos tributarios reales contra el PBI real. El Gráfico 4 compara la serie RAC con la REX, a partir de la cual se observa que los cambios exógenos obtenidos a partir del enfoque narrativo no necesariamente coinciden con los obtenidos usando el indicador RAC.

Gráfico 4. *Comparación de las series de cambios tributarios exógenos (REX) y los ajustados por ciclo económico (RAC).*



3. Metodología

La estimación del efecto de cambios tributarios sobre el nivel de actividad real se basa en la estimación de tres modelos básicos, como lo hacen Romer y Romer (2010). El primer modelo, denominado Modelo 1, está descrito por una ecuación de regresión donde la tasa de crecimiento del producto depende de los valores contemporáneo y rezagados de la serie de cambios tributarios exógenos:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \Sigma_{i=0}^{L} \Delta R_{t-i}^{E} \theta_i + \mu_t \quad (5)$$

donde Y_t es el logaritmo del PBI real y ΔR^E representa la serie de cambios tributarios exógenos (REX). Si la serie REX solo incluye cambios exógenos, entonces se satisface el supuesto de exogeneidad y, por ende, la estimación del Modelo 1 por mínimos cuadrados ordinarios proporcionará estimados insesgados y consistentes del impacto "forma reducida" de cambios en el nivel de impuestos sobre el PBI real. El

Modelo 2 es una extensión del Modelo 1 e incluye los rezagos de la tasa de crecimiento del producto:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \Sigma_{i=0}^{L} \Delta R_{t-i}^{E} \theta_i + \Sigma_{i=0}^{L} \Delta Y_{t-i} \gamma_i + \mu_t \quad (6)$$

La especificación del Modelo 2 permite controlar por otros factores que pueden afectar la tasa de crecimiento del PBI real, tales como la propia dinámica histórica del PBI real, la omisión de factores autocorrelacionados que afectan al PBI real y otras motivaciones para realizar cambios tributarios que estén relacionadas con el desempeño pasado del PBI real. La tercera especificación es un modelo de vectores autorregresivos (VAR) de dos variables, el cual permite tratar como variables endógenas a la tasa de crecimiento del PBI real y a los cambios tributarios exógenos (REX):

$$\Delta T_t = c_1 + \phi_{11}(1)\Delta T_{t-1} + \ldots + \phi_{11}(p)\Delta T_{t-L} + \phi_{12}(1)Y_{t-1} + \ldots$$
$$\ldots + \phi_{12}(p)Y_{t-L} + \varepsilon_{\Delta T,t}$$

(M3)

$$Y_t = c_2 + \phi_{21}(1)\Delta T_{t-1} + \ldots + \phi_{21}(p)\Delta T_{t-L} + \phi_{22}(1)Y_{t-1} + \ldots$$
$$\ldots + \phi_{22}(p)Y_{t-L} + \varepsilon_{Y,t}$$

donde los errores $\varepsilon_{\Delta T,t}$ y $\varepsilon_{Y,t}$ son procesos ruido blanco, es decir: $\varepsilon_{i,t} \sim (0, \sigma_i^2)$ y $Cov(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,s}) = 0$, para todo $i = \Delta T, Y$; sin embargo, es posible que los errores entre ecuaciones estén correlacionados: $Cov(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{j,t}) \neq 0$. El orden de las variables en la especificación del VAR es $\Delta T_t, Y_t$, el cual permite utilizar la descomposición de Cholesky para identificar choques exógenos de cambios tributarios; en este contexto, el orden de las variables equivale a asumir que las sorpresas en el PBI real no tiene efectos contemporáneos sobre ΔT_t y, por lo tanto, que los errores de la primera ecuación del VAR, $\varepsilon_{\Delta T,t}$, representan los choques exógenos de cambios tributarios. A partir del VAR es posible obtener las funciones impulso-respuesta (IRF), para lo cual se re-escribe el VAR en función de los errores:

$$\Delta T_t = \mu_1 + \psi_{11}(0)\varepsilon_{\Delta T,t} + \psi_{12}(0)\varepsilon_{Y,t} + \psi_{11}(1)\varepsilon_{\Delta T,t-1} + \psi_{12}(1)\varepsilon_{Y,t-1} + \cdots$$

(7)

$$Y_t = \mu_2 + \psi_{21}(0)\varepsilon_{\Delta T,t} + \psi_{22}(0)\varepsilon_{Y,t} + \psi_{21}(1)\varepsilon_{\Delta T,t-1} + \psi_{22}(1)\varepsilon_{Y,t-1} + \cdots$$

o, de forma más compacta:

$$\Delta T_t = \mu_1 + \Sigma_{i=0}^{\infty} \psi_{11}(i)\varepsilon_{\Delta T,t-i} + \Sigma_{i=0}^{\infty} \psi_{12}(i)\varepsilon_{Y,t-i}$$

(8)

$$Y_t = \mu_2 + \Sigma_{i=0}^{\infty} \psi_{21}(i)\varepsilon_{\Delta T,t-i} + \Sigma_{i=0}^{\infty} \psi_{22}(i)\varepsilon_{Y,t-i}$$

de donde la respuesta del PBI real ante un impulso exógeno en la serie de cambios tributarios está dada por:

$$\Sigma_{i=0}^{\infty} \psi_{21}(i)\varepsilon_{\Delta T,t-i}$$

La robustez de los resultados obtenidos de las tres especificaciones (Modelos 1, 2 y 3) se analiza en dos dimensiones. Primero, se re-estiman los modelos básicos utilizando tres indicadores alternativos

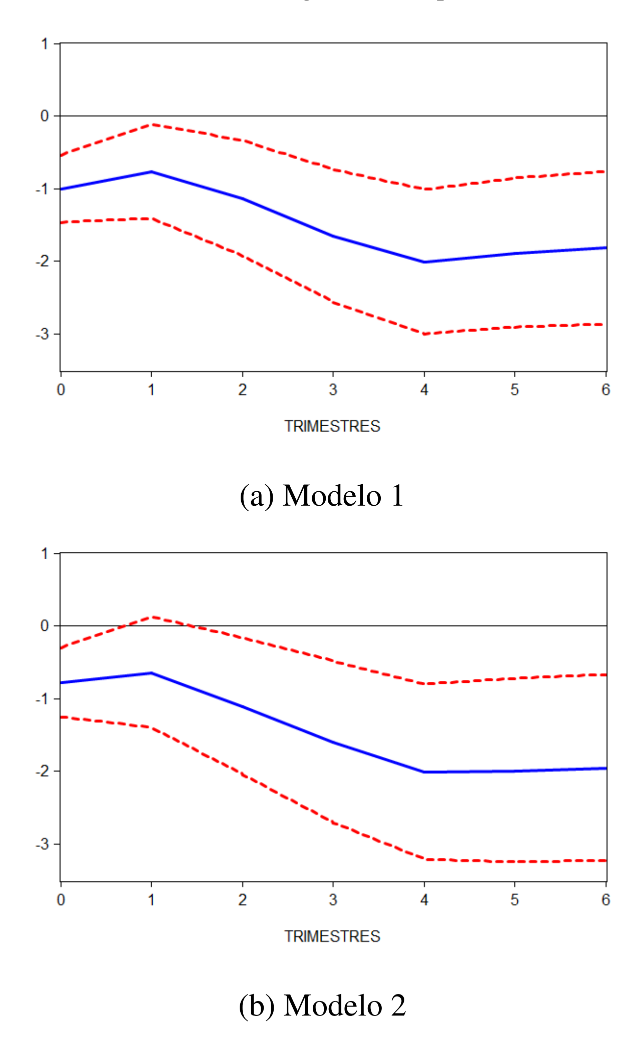
de cambios tributarios: cambios tributarios establecidos por ley, cambios tributarios ajustados por ciclo económico y cambios en la recaudación observada. Segundo, se estiman extensiones del modelo VAR incluyendo variables como el gasto público real, los términos de intercambio (en logaritmos) y la presión tributaria.

4. Resultados

4.1. Resultados de los modelos base

Los Paneles (a) y (b) del Gráfico 5 muestran la respuesta dinámica del PBI real ante un aumento de impuestos equivalente a 1 % del PBI nominal (es decir, un aumento de un punto porcentual en la presión tributaria), obtenidas a partir de la estimación de los Modelos 1 y 2, respectivamente.[15]

Gráfico 5. *Efecto estimado de un aumento exógeno de impuestos de 1 % del PBI sobre el PBI real*



(a) Modelo 1

(b) Modelo 2

En ambos casos, la línea continua representa la desviación de la trayectoria del PBI real respecto de su nivel normal (en logaritmos), mientras que las líneas punteadas representan las bandas de confianza

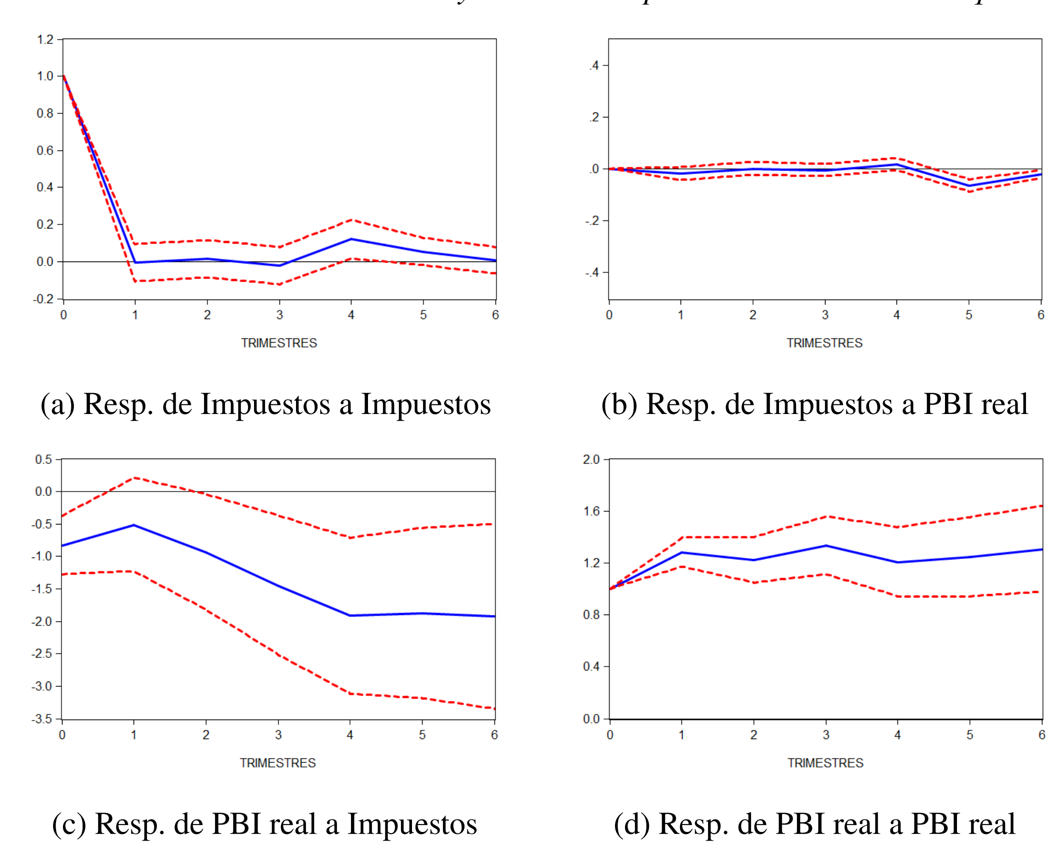
[15] La estimación de ambos modelos se realizó incluyendo hasta 6 rezagos de cada regresor, lo cual permite obtener residuos sin autocorrelación. La muestra empieza el cuarto trimestre de 1991 porque en esa fecha se produce el primer cambio tributario exógeno que formó parte de la reforma tributaria que empezó en febrero de 1991.

de una amplitud equivalente a una desviación estándar. Los resultados del Modelo 1 muestran que el PBI real disminuye 1 % ($t = -2,16$) el mismo trimestre en el que ocurre el cambio tributario y continua disminuyendo durante los trimestres posteriores, siendo el efecto máximo una caída de 2,01 % ($t = -2,04$) luego de cuatro trimestres. En otras palabras, un aumento de impuestos tendría efectos negativos y persistentes sobre el PBI real.

Si se estima el Modelo 2, el cual incluye como regresores los rezagos de la tasa de crecimiento del PBI real, el PBI disminuye 0,78 % ($t = -1,62$) contemporáneamente y su efecto máximo es una caída de 2,01 % luego de cuatro trimestres, como se observa en el Panel (b). Dado que la inclusión de los rezagos de la tasa de crecimiento del PBI real no cambian de forma significativa la respuesta dinámica del PBI real respecto del caso anterior, es razonable afirmar que la serie de cambios tributarios construida a partir del enfoque narrativo puede ser considerada exógena, pues esta no está relacionada a la dinámica normal de la economía.

El Gráfico 6 muestra las funciones impulso respuesta (FIRs) obtenidas a partir de la estimación del Modelo 3 representado por un VAR de dos variables.[16] Las FIRs describen la respuesta del PBI real y de la serie de cambios tributarios ante una innovación en la serie de cambios tributarios exógenos equivalente a 1 por ciento del PBI nominal (1 punto porcentual de presión tributaria) y una innovación de 1 por ciento en el PBI real.

Gráfico 6. *VAR con cambios tributarios y PBI real: respuesta dinámica ante choques unitarios.*



(a) Resp. de Impuestos a Impuestos

(b) Resp. de Impuestos a PBI real

(c) Resp. de PBI real a Impuestos

(d) Resp. de PBI real a PBI real

El Panel (c) permite confirmar que ante una innovación en la serie de cambios tributarios exógenos

[16] Al igual que en la estimación de los Modelos 1 y 2, todos los modelos VAR estimados en este trabajo incluyen 6 rezagos de todas las variables involucradas. Además de generar residuos sin autocorrelación, esta especificación de los rezagos permite hacer comparables los resultados de los diferentes modelos estimados.

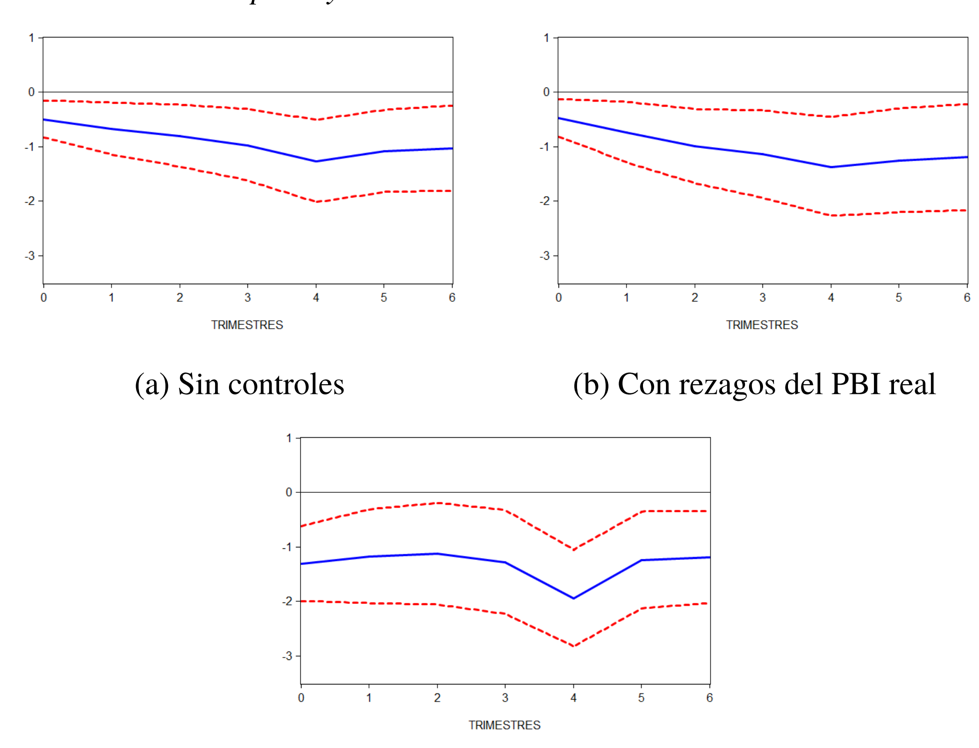
el PBI real disminuye: el efecto contemporáneo es de 0,83 % y luego de cuatro trimestres disminuye 1,92 %.[17]. Otro resultado importante es que la serie de cambios tributarios exógenos no reacciona ante una innovación en el PBI real (con excepción de una caída de 0,06 % luego de 5 trimestres), lo cual también sugiere que los cambios tributarios identificados a partir del enfoque narrativo son exógenos al no depender de la dinámica pasada del PBI real. Este resultado se confirma estadísticamente, pues la hipótesis nula de que el PBI real no causa en el sentido de Granger a la serie de cambios tributarios no se puede rechazar al 10 % ($prob = 0,12$).

Los Paneles (a) y (d) del Gráfico 6 muestran la respuesta dinámica de la serie de cambios tributarios y del PBI real, respectivamente, ante innovaciones en sus propias trayectorias. El panel (a) muestra que luego de la innovación en la serie de cambios tributarios exógenos, dicha serie retorna a su nivel normal, mientras que el PBI real aumenta permanentemente ante una innovación positiva en el PBI real.

4.2. Análisis de robustez: indicadores alternativos

Una forma de analizar la robustez de los resultados obtenidos con los Modelos 1, 2 y 3 es re-estimándolos utilizando indicadores alternativos de cambios tributarios. El Gráfico 7 muestra la respuesta dinámica del PBI real ante una innovación en la serie temporal REL, la cual incluye cambios tributarios identificados como exógenos y endógenos; en todos los casos, se confirma el efecto negativo de un aumento de impuestos sobre el PBI real.

Gráfico 7. *Efecto estimado de un aumento de impuestos de 1 % del PBI sobre el PBI real, usando cambios tributarios establecidos por ley*



(a) Sin controles

(b) Con rezagos del PBI real

(c) VAR: cambios tributarios y PBI real

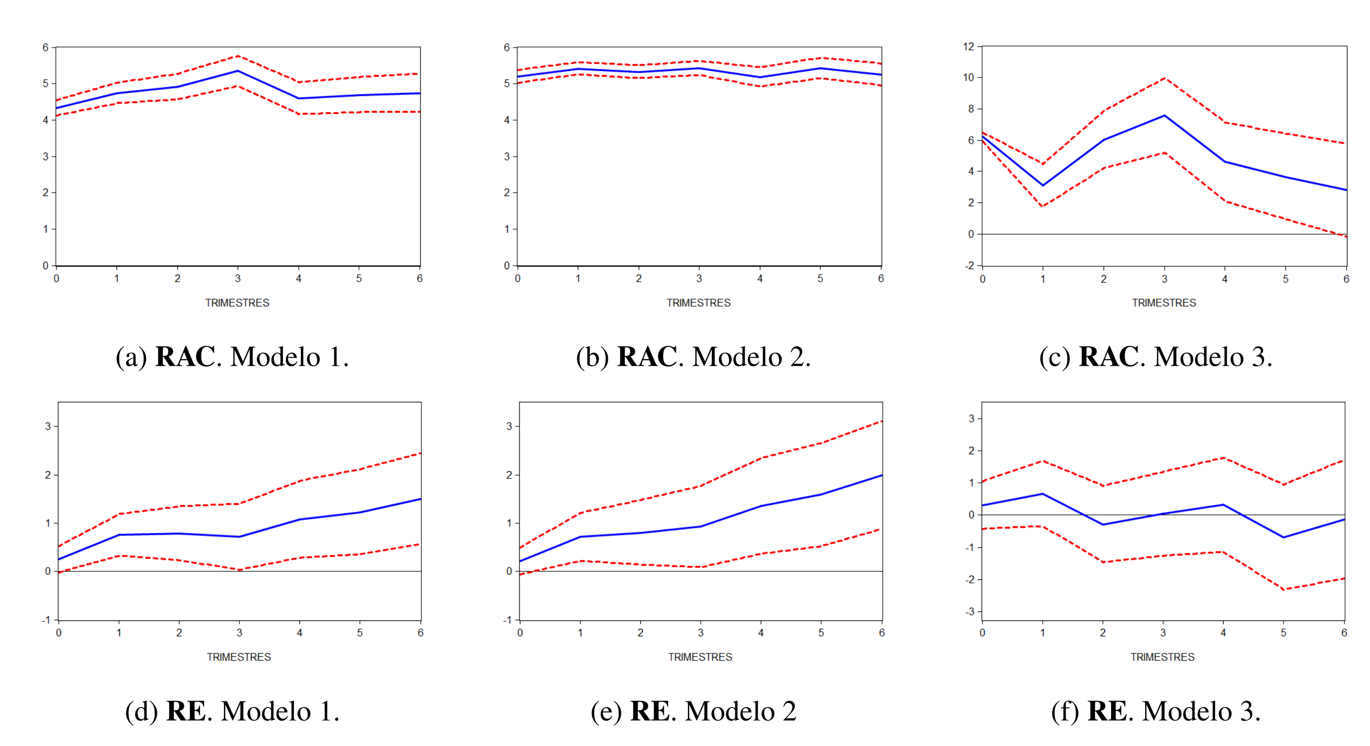
[17] En este caso el PBI real continua disminuyendo, registrando una caída de 2,62 % (t = 1,61) en el trimestre 23. A partir del trimestre 24, la disminución deja de ser estadísticamente significativa

En particular, el Panel (a) del Gráfico 7 muestra que si se utiliza el Modelo 1, un incremento de impuestos equivalente a 1 % del PBI tiene un efecto negativo e inmediato en el PBI real de 0,5 % ($t = -1,47$) y alcanza una caída máxima de 1,27 % ($t = -1,68$) luego de cuatro trimestres. Los Paneles (b) y (c) muestran los resultados obtenidos con los Modelos 2 y 3, respectivamente. En ambos casos, los resultados son cualitativamente similares: se encuentra evidencia de un efecto impacto negativo (-0,48 % y $t = -1{,}39$ para el Modelo 2, -1,31 % y $t = -1{,}89$ para el Modelo 3) y la caída máxima ocurre luego de cuatro trimestres (1.37 % y $t = -1{,}50$ para el Modelo 2, -1,94 % y $t = -2{,}19$ para el Modelo 3).

Dado que la identificación de cambios tributarios exógenos depende fundamentalmente de las razones oficiales contenidas en los diferentes registros analizados, es probable que algunos de los cambios identificados como "exógenos" sean en realidad "endógenos", o viceversa. Sin embargo, los resultados del Gráfico 7 confirman que un aumento de impuestos establecido por ley (que contiene cambios "exógenos" y "endógenos") tienen un efecto negativo sobre la actividad económica, sin importar que sean "exógenos" o "endógenos".[18] Además, se encuentra que el impacto estimado es menor en comparación al caso que utiliza la serie de cambios tributarios exógenos, lo cual es consistente con el hecho de que la serie de cambios tributarios establecidos por ley (REL) podría contener algún cambio endógeno.

El efecto negativo que tiene un aumento de impuestos sobre el PBI real desaparece cuando se utilizan medidas alternativas de cambios tributarios. El Gráfico 8 muestra los resultados que se obtienen cuando los cambios tributarios se miden a través de dos indicadores alternativos: (i) cambios tributarios ajustados por ciclo económico (RAC), y (ii) cambios en la recaudación observada o efectiva (RE).

Gráfico 8. *Respuesta del PBI real ante un aumento de impuestos de 1 % del PBI: ingresos tributarios ajustados por el ciclo económico (RAC) y efectivos (RE)*



(a) **RAC**. Modelo 1. (b) **RAC**. Modelo 2. (c) **RAC**. Modelo 3.

(d) **RE**. Modelo 1. (e) **RE**. Modelo 2 (f) **RE**. Modelo 3.

Los Paneles (a) y (b) muestran que si se utiliza la serie temporal RAC, un aumento de impuestos tiene un efecto positivo y persistente con los Modelos 1 y 2, respectivamente, mientras que en el Panel (c) se

[18] Este resultado es consistente con la posición de algunos expertos en tributación, quienes consideran que todos los cambios tributarios establecidos por ley serían "exógenos".

observa que con el Modelo 3 el efecto es positivo pero desaparece luego de seis trimestres. Estos resultados son similares a los que se obtienen utilizando RE como medida de cambios tributarios. Como se observa en los Paneles (d) y (e), un aumento de impuestos tiene un efecto positivo y duradero con los Modelos 1 y 2, respectivamente; por su parte, el Panel (f) muestra que el efecto es nulo con el Modelo 3. El efecto positivo que se obtiene con las medidas alternativas de cambios tributarios es consistente con el hecho que dichas series estarían respondiendo endógenamente a cambios en la dinámica del PBI real.

4.3. Análisis de robustez: variables de control adicionales

Otra forma de analizar la robustez de los resultados obtenidos es incorporando variables de control a los modelos estimados. Por ello, se estimaron diferentes extensiones del modelo VAR (Modelo 3) incorporando variables relevantes para la economía peruana y que podrían afectar la trayectoria de los cambios tributarios y la recaudación. Las variables consideradas fueron el gasto público real (en logaritmos), los términos de intercambio (en logaritmos) y la presión tributaria (ingresos tribuatrios como porcentaje del PBI nominal).

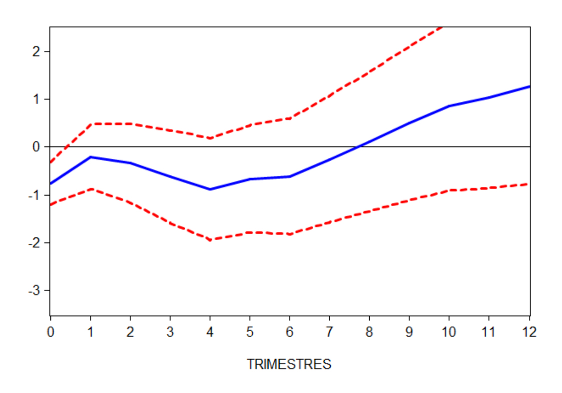
La primera extensión del Modelo 3 es un VAR que incluye como variable de control el gasto público, el cual denominaremos Modelo 4. Esta extensión del Modelo 3 permite cubrir aquellos casos en los que la motivación de los cambios tributarios estuvo asociada al gasto público pero esta no se hizo explícita en los registros narrativos. El Panel (a) del Gráfico 9 muestra los resultados del Modelo 4: un aumento impositivo de 1 % del PBI reduce contemporáneamente el PBI real en 0,75 % ($t = -1{,}70$) y luego de cuatro trimestres disminuye 0,88 % ($t = -0{,}83$), siendo esta la máxima caďa. De esta manera, el Modelo 4 confirma el efecto negativo de los impuestos sobre el PBI real, aunque en este caso sólo el efecto contemporáneo es estadísticamente significativo.

La segunda extensión del Modelo 3 es un VAR que incluye como variables de control al gasto público y los términos de intercambio, el cual denominaremos Modelo 5. Al ser la economía peruana pequeña y abierta al comercio internacional, los términos de intercambio juegan un papel importante en la dinámica del PBI real. Al igual que en el caso del gasto público, la inclusión de los términos de intercambio permiten capturar la posibilidad de que algún cambio tributario haya sido motivado por la dinámica de los precios internacionales y que, sin embargo, no se haya hecho explícito en los registros narrativos. Como se observa en el Panel (b) del Gráfico 9, un aumento impositivo de 1 % del PBI reduce contemporáneamente el PBI real en 0,82 % ($t = -1{,}97$) y luego de seis trimestres disminuye 1,47 % ($t = -1{,}30$), siendo esta la máxima caída. Nuevamente, se confirma el efecto negativo de los impuestos sobre el PBI real.

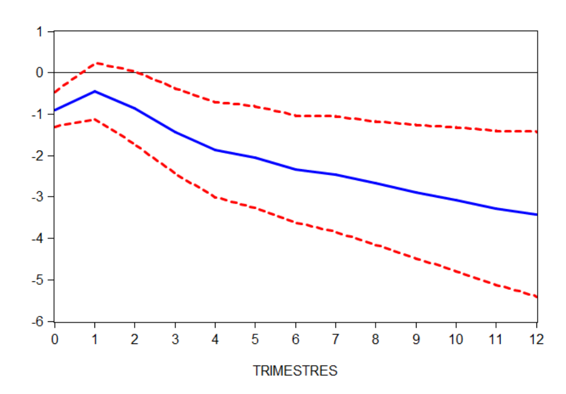
La tercera extensión del Modelo 3 es un VAR que, además del gasto público y los términos de intercambio, incluye como variable de control la recaudación efectiva (ingresos tributarios como porcentaje del PBI nominal), el cual denominaremos Modelo 5. La inclusión de la recaudación efectiva permite tomar en cuenta la posible interacción entre los cambios tributarios y la evolución de la recaudación. El Panel (c) del Gráfico 9 muestra que el PBI real disminuye en 0,74 % ($t = -1{,}73$) contemporáneamente y alcanza una caída máxima de 1,55 % ($t = -1{,}67$) luego de seis trimestres. En comparación a los resultados obtenidos con los Modelos 1 y 2, se observa que la magnitud del efecto contemporáneo es menor en 0,26 puntos porcentuales mientras que el efecto máximo se reduce en 0,46 puntos porcentuales. Como se puede observar en el Cuadro A-1 del Anexo A de Lahura y Castillo (2016), el efecto estimado es menor al promedio obtenido a nivel internacional.

La estimación del Modelo 6, además, permite cuantificar el impacto que tiene un aumento exógeno de impuestos equivalente a 1 % del PBI sobre la presión tributaria. Como se observa en el Gráfico 10, la presión tributaria disminuye -0,28 puntos porcentuales contemporáneamente y alcanza una caída máxima de 0,49 puntos porcentuales luego de siete trimestres. Este resultado muestra que un aumento (reducción) de impuestos reduce (aumenta) la recaudación menos que proporcionalmente.

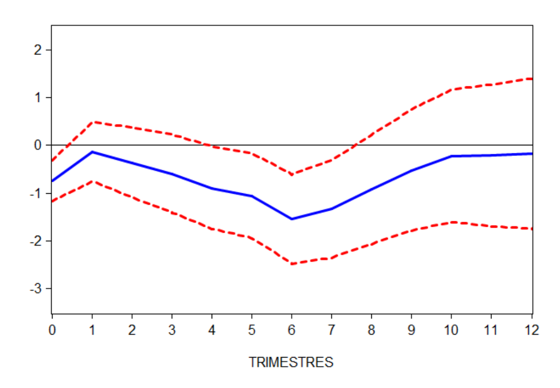
Gráfico 9. *Efecto estimado de un aumento de impuestos de 1 % del PBI sobre el PBI real, usando variables adicionales en el VAR*



(a) Modelo 4: cambios tributarios, PBI real y gasto público



(b)Modelo 5: cambios tributarios, PBI real, gasto público y términos de intercambio

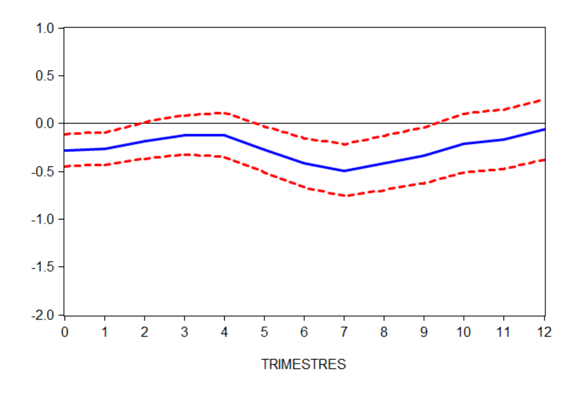


(c) Modelo 6: cambios tributarios, PBI real, gasto público, términos de intercambio y presión tributaria

Si se reemplaza a la serie REX por la serie de cambios tributarios establecidos por ley (REL), los resultados son similares. Como se observa en el Cuadro 4, el efecto de un aumento de impuestos de 1 % del PBI sobre el PBI real y sobre la presión tributaria son relativamente menores cuando se usa la serie REL. En particular, el PBI real se reduce contemporáneamente entre 0, 50 % (Modelo 1) y 0,28 % (Modelo 6), y alcanza una caída máxima que se ubica entre 1, 27 % (Modelo 1 y 1, 29 % (Modelo 6).

El Cuadro 5 muestra los resultados del Cuadro 4 en términos de la elasticidad del PBI real respecto de la presión tributaria, $\varepsilon_{PBIR,PT}$, y respecto de la recaudación real, $\varepsilon_{PBIR,RR}$. Se observa que todas las

Gráfico 10. *Efecto estimado de un aumento de impuestos de 1 % del PBI sobre la presión tributaria: Modelo 6.*



Cuadro 4. *Efectos de un aumento de impuestos de 1 % del PBI sobre el PBI real y la presión tributaria, usando cambios tributarios exógenos (REX) y cambios tributarios establecidos por ley (REL)*

	Efecto Contemporáneo	Efecto máximo Estimado	Efecto máximo Trimestre
	Efecto sobre el PBI real		
Modelo 1			
- REX	-1.00	-2.01	4
- REL	-0.50	-1.27	4
Modelo 2			
- REX	-0.78	-2.01	4
- REL	-0.48	-1.37	4
Modelo 3:			
- REX	-0.83	-2.62	23
- REL	-1.31	-1.94	4
Modelo 4:			
- REX	-0.75	-0.88	4
- REL	-0.45	-0.57	4
Modelo 5:			
- REX	-0.82	-1.47	6
- REL	-0.49	-1.17	6
Modelo 6:			
- REX	-0.74	-1.55	6
- REL	-0.28	-1.29	6
	Efecto sobre la presión tributaria		
Modelo 6:			
- REX	-0.28	-0.49	7
- REL	-0.10	-0.37	7

Nota: Todos los efectos contemporáneos son significativos, excepto el efecto contemporáneo sobre la recaudación cuando se usa REL. Además, todos los efectos máximos estimados son significativos, excepto el efecto sobre el PBI real para el Modelo 4 (VAR con 3 variables que incluye el gasto público) cuando se usa REX o REL.

elasticidades estimadas son menores a 1, tanto para el caso de cambios tributarios exógenos como para el de cambios tributarios establecidos por ley. En particular, para el Modelo 6, si se usan los cambios tributarios exógenos la elasticidad contemporánea del PBI real respecto de la presión tributaria es $\varepsilon_{PBIR,PT} = -0,11$

mientras que luego de 6 trimestres dicha elasticidad es $\varepsilon_{PBIR,PT} = -0,22$; si se usan los cambios tributarios establecidos por ley, dichas elasticidades serían $\varepsilon_{PBIR,PT} = -0,04$ y $\varepsilon_{PBIR,PT} = -0,19$, respectivamente.

Cuadro 5. *Elasticidad del PBI real respecto de la presión tributaria y la recaudación real, usando cambios tributarios exógenos (REX) y cambios tributarios establecidos por ley (REL)*

	Efecto contemporáneo		Efecto máximo		
	$\varepsilon_{PBIR,PT}$	$\varepsilon_{PBIR,RR}$	$\varepsilon_{PBIR,PT}$	$\varepsilon_{PBIR,RR}$	Trimestre
Modelo 1					
- REX	-0.14	-0.17	-0.29	-0.41	4
- REL	-0.07	-0.08	-0.18	-0.22	4
Modelo 2					
- REX	-0.11	-0.13	-0.29	-0.41	4
- REL	-0.07	-0.07	-0.20	-0.25	4
Modelo 3:					
- REX	-0.12	-0.14	-0.38	-0.61	23
- REL	-0.19	-0.23	-0.28	-0.39	4
Modelo 4:					
- REX	-0.11	-0.12	-0.13	-0.15	4
- REL	-0.06	-0.07	-0.08	-0.09	4
Modelo 5:					
- REX	-0.12	-0.13	-0.21	-0.27	6
- REL	-0.07	-0.08	-0.17	-0.20	6
Modelo 6:)					
- REX	-0.11	-0.12	-0.22	-0.29	6
- REL	-0.04	-0.04	-0.19	-0.23	6

Nota: Todos los efectos contemporáneos son significativos, excepto el efecto contemporáneo sobre la recaudación cuando se usa REL. Además, todos los efectos máximos estimados son significativos, excepto el efecto sobre el PBI real para el Modelo 4 (VAR con 3 variables que incluye el gasto público) cuando se usa REX o REL.

Dados los resultados obtenidos a partir del enfoque narrativo, es importante enfatizar dos temas. Primero, si bien los resultados muestran que los cambios tributarios tienen efectos estadísticamente significativos sobre el PBI real, no es posible afirmar que dichos efectos sean mayores o menores a los que se obtendrían a partir de cambios equivalentes en el gasto del gobierno. Para ello, sería necesario identificar choques de gasto del gobierno a partir del mismo modelo empírico y utilizando una serie de cambios exógenos en el gasto del gobierno construida a partir del enfoque narrativo, lo cual no se hace en esta investigación pero que podría ser motivo de una investigación futura.

Finalmente, dado que los cambios tributarios exógenos identificados a partir del enfoque narrativo corresponden al impuesto a la renta de empresas y personas, se puede concluir que una reducción en el impuesto a la renta tiene efectos positivos sobre el nivel de actividad y la recaudación; sin embargo, el aumento de la recaudación como consecuencia de un mayor nivel de actividad económica es menos que proporcional respecto a la reducción de impuestos inicial. Sin embargo, este resultado debería ser confirmado analizando por separado cambios tributarios exógenos por tipo de tributo.

5. Conclusiones

El objetivo de este trabajo de investigación fue estimar el efecto de cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú utilizando la información de los últimos 25 años. Para ello, se utilizó el enfoque narrativo propuesto por Romer y Romer (2010), el cual se basa en la construcción de una serie

temporal de cambios tributarios exógenos identificados a partir de la revisión de los registros históricos asociados a todas las leyes establecieron cambios tributarios (la ley promulgada, la exposición de motivos, los reportes de comisiones legislativas, los proyectos de ley, entre otros).

El principal resultado de la investigación es que un aumento de impuestos tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo sobre el PBI real; además, la dinámica del efecto estimado es relativamente robusta a los diferentes modelos utilizados. Específicamente, se encuentra que la elasticidad del PBI real respecto de la presión tributaria es aproximadamente $-0,11$ el mismo trimestre en que se produce el cambio tributario y $-0,22$ luego de seis trimestres. Además, ante un aumento de impuestos equivalente a 1 % del PBI, la presión tributaria se reduce contemporáneamente en $0,28$ puntos porcentuales y alcanza una caída máxima de $0,49$ puntos porcentuales luego de siete trimestres. Estos resultados implican que una reducción de impuestos puede tener un efecto positivo sobre la actividad económica; sin embargo, dicho efecto no es suficiente para recuperar la recaudación que se sacrificaría inicialmente. Cabe señalar que estos resultados son de corto plazo y no toman en cuenta la reacción del gasto del gobierno ni el resultado final del déficit fiscal.

Esta investigación es la primera que aplica el enfoque narrativo al estudio del efecto de los cambios tributarios para el caso de Perú y, por ende, contribuye a impulsar la investigación tanto en temas tributarios como en el uso del enfoque narrativo. Naturalmente, este trabajo deja varias preguntas abiertas las cuales pueden ser motivo de investigaciones futuras. Entre las posibles extensiones que se derivan de este trabajo figuran el análisis del efecto de cambios tributarios por tipo de impuesto, diferenciando choques anticipados y no anticipados, y considerando la posibilidad de efectos no lineales de los cambios tributarios sobre el producto. Además, sería interesante aplicar el enfoque narrativo para construir una serie temporal de cambios exógenos en el gasto del gobierno, pues de esta manera se podría comparar la potencia relativa del gasto del gobierno como instrumento de política fiscal respecto a los cambios tributarios, un debate que sigue abierto en la macroeconomía.

Referencias

Alesina, A. y R. Perotti (1997), "Fiscal Adjustments in OECD Countries: Composition and Macroeconomics Effects", *International Monetary Fund Staff Papers*, 44(2), 210-248.

Andersen, L. y J. Jordan (1968), "Monetary and Fiscal Actions: a Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization", Federal Reserve Bank of St. Louis, *Review*, November, 29-44.

Arias, L. (2009), "Tributación y Reforma del Estado", Asociación Fiscal Internacional, *Cuaderno Tributario*, vol.29, 39-66.

Blanchard, O. y R. Perotti (2002), "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output", *The Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1329-1368.

Banco Central de Reserva del Perú (2016), *Guía metodológica de la Nota Semanal*. Recuperado 12 de diciembre de 2016, desde http://www.bcrp.gob.pe/publicaciones/nota-semanal/guia-metodologica.html

Castillo, G. (2016). *El efecto de los cambios tributarios sobre el nivel de actividad en Perú.* (Tesis de Maestría). Pontificia Universidad Católica del Perú, Lima, Perú.

Cloyne, J. (2013), "Discretionary Tax Changes and the Macroeconomy: New Narrative Evidence from the United Kingdom", *American Economic Review*, 103(4), 1507-1528.

Favero, C. y F. Giavazzi (2011), "Measuring Tax Multipliers. The Narrative Method in Fiscal VARs", *American Economic Journal*, 1(1), 1-32.

Giavazzi, F. y M. Pagano (1990), "Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries", en Blanchard, O. y S. Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, 75-122.

Hussain, S. (2015), "The contractionary effects of tax shocks on productivity: An empirical and theoretical analysis", *Journal of Macroeconomics*, 43, 93-107.

Jones, P. y E. Olson (2014), "Tax multipliers and monetary policy: Evidence from a threshold model", *Economic Letters*, 122, 116-118.

Lahura, E. y G. Castillo (2016), "Midiendo el impacto de cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2016-010.

Mendoza, W y K. Melgarejo (2008), "La efectividad de la política fiscal en el Perú 1980-2016", Pontificia Universidad Católica del Perú, Documento de trabajo 262.

Mertens, K. y M. Ravn (2011), "Understanding the aggregate effects of anticipated and unanticipated tax policy shocks", *Review of Economic Dynamics*, 14(1), 27-54.

Mertens, K. y M. Ravn (2013), "The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States", *American Economic Review*, 103(4), 1212-1247.

Mertens, K. y M. Ravn (2014), "A reconciliation of SVAR and narrative estimates of tax multipliers", *Journal of Monetary Economics*, 68, S1-S19.

Mountford, A. y H. Uhlig (2009), "What are the effects of fiscal policy shocks", *Journal of Applied Econometrics*, 24(6), 960-992.

Perotti, R. (2012), "The Effects of Tax Shocks on Output: Not So Large, But Not Small Either", *American Economic Journal*, 4(2), 214-237.

Romer, C. y D. Romer (2010), "The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks", *American Economic Review*, 100(3) 763-801.

Rossini, R., Z. Quispe y J. Loyola (2012), "Fiscal policy considerations in the design of monetary policy in Peru", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2012-022.

Sánchez, W. y H. Galindo (2013). Multiplicadores Asimétricos del Gasto Público y de los Impuestos en el Perú. Recuperado de: https://www.mef.gob.pe/es/documentos-de-investigacion.

Derechos Reservados © 2018 Banco Central de Reserva del Perú
Revista Estudios Económicos **36**, 55 - 74 (Diciembre 2018)
Disponible en www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos.html



Índice de precios de inmuebles: Un enfoque hedónico

FERNANDO MUNDACA Y ELMER SÁNCHEZ*

Se estima un índice de precios de departamentos para Lima Metropolitana utilizando la metodología de precios hedónicos. Para este propósito se utilizan tres variantes de la metodología (método de variables binarias de tiempo, método de características y método de imputación). Los índices calculados por estos tres métodos presentan resultados similares. Se muestra, además, que no ha habido una gran variación de las características de los departamentos ni de las valoraciones de estas características. Las características con mayor valoración de los compradores son el número de cocheras y el número de baños. Finalmente, se encuentra similitud de los índices calculados en base a regresiones hedónicas y el índice de medianas calculado y publicado actualmente por el BCRP.

Palabras Clave : Regresiones hedónicas, índice de precios de inmuebles.
Clasificación JEL : E37, E44, E52.

La última crisis financiera internacional se inició con un desequilibrio en el mercado inmobiliario en Estados Unidos acompañado por un "*boom*" de créditos hipotecarios que se evidenció en el aumento muy acelerado de precios de inmuebles. Tal crecimiento no estuvo acorde con los fundamentos de ese mercado. Este fenómeno se registró en otras economías avanzadas, como España en Europa. A raíz de esto, se evidenció la importancia de vigilar el comportamiento del mercado de activos reales para poder identificar, de manera anticipada, cualquier comportamiento atípico, para lo cual se necesita indicadores de los fundamentos o determinantes de demanda y de oferta de inmuebles, así como índices de precios de éstos.

En Perú, el Banco Central de Reserva (BCRP) publica trimestralmente un índice de precios de departamentos de Lima Metropolitana desde 1998. De acuerdo a este índice, Perú tuvo un crecimiento acelerado de precios de departamentos desde finales de 2007 hasta mediados de 2014. Luego, los precios inmobiliarios entraron en una fase de moderación.

Ese aumento de precios dinamizó la actividad constructora que junto con factores de demanda (estabilidad política y económica, programas estatales de apoyo al acceso al mercado inmobiliario

* Sánchez: Jefe del Departamento de Análisis del Sistema Financiero, BCRP (email: elmer.sanchez@bcrp.gob.pe). Mundaca: Especialista del Departamento de Indicadores de la Actividad Económica, BCRP (email: fernando.mundaca@bcrp.gob.pe).
Los autores agradecen los comentarios de César Carrera (BCRP) así como de los participantes en el XXXVI Encuentro de Economistas del BCRP. Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

a personas de bajos recursos, déficit habitacional) y otros factores de oferta (acceso de bancos a financiamiento internacional, abaratamiento de este financiamiento) desarrollaron el mercado inmobiliario en Lima. Es por eso que es necesaria que la medición de los precios inmobiliarios sea la más precisa y confiable posible a fin de tener indicadores de alerta temprana de cualquier evolución del mercado inmobiliario lejano a sus fundamentos.

En este documento se plantea la creación de un Índice de Precios de Inmuebles para Lima Metropolitana, utilizando tres variantes de la metodología de **precios hedónicos** como parte de una agenda de investigación que tiene como objetivo la generación de indicadores de fundamentos del mercado inmobiliario de Lima y a nivel nacional. Este método permite la construcción de un índice de precios que aisle o controle los cambios de precios inducidos de cambios de las características de los inmuebles.

De acuerdo con Hill y Mesler (2008), una de las características principales de los índices de precios es que permiten comparar en periodos sucesivos los precios de una misma canasta de bienes y/o servicios representativos. Esto se ve reflejado en los diferentes índices de precios de la economía (al consumidor, mayoristas, entre otros), los cuales se basan en método de modelos emparejados. Este tipo de índices escoge un grupo de bienes y servicios específicos, y les hace seguimiento a sus precios de transacción cada periodo. La razón detrás de esto es lograr recoger las variaciones en el precio que no sean identificados con cambios cualitativos de los bienes.

Sin embargo, esto no es posible para el caso de inmuebles, primero, ya que un inmueble en particular no se transa necesariamente todos los periodos. En ese sentido, se limitaría a construir un índice utilizando información escasa de propiedades heterogéneas, la cual estaría afecta a cambios cualitativos. Segundo, dependiendo de la configuración institucional de las transacciones de inmuebles en cada país, las fuentes de información suelen ser fuentes secundarias, no recogidas con la rigurosidad metodológica de un instituto de estadística. Esto añade una complicación adicional a la elaboración de un índice de precios de inmuebles.

Para la elaboración de un índice de precios de inmuebles, la literatura (Hill, 2011; EuroStat, 2013; Silver, 2016) recoge principalmente tres metodologías. El **primer método** consiste en recoger las medianas de los precios inmobiliarios; esta metodología es muy común ya que tiene un menor requerimiento de información y es fácil de computar. El principal problema es que este índice no captura la diferencia en la calidad de los inmuebles, un requerimiento básico para cualquier índice de precios. Para tratar este problema se suele estratificar la muestra por zonas o por localización; según Hill (2011), si bien esto reduce los cambios de precios explicados por variación de las características o de la calidad del bien, no lo aísla por completo ya que en tal caso, se controla parcialmente por una sola característica. El índice publicado actualmente por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) corresponde a esta categoría.

La **segunda metodología**, ampliamente usada en países como Estados Unidos, Reino Unido y Australia, corresponde a la de ventas repetidas, que consiste en registrar el cambio en el precio del mismo inmueble en dos periodos de tiempo distintos. Si bien este tipo de índice sí aísla las variaciones de precios de los cambios de características y de calidad del inmueble, desperdicia una gran cantidad de información, ya que es necesario que un mismo bien se vuelva a transar para obtener una variación; además, según lo indican Hill (2011) y Silver (2016), es posible que en la segunda transacción, el inmueble no tenga las mismas características, pues este puede ser modificado. A pesar de esto, este índice es el más parecido a los índices de precios convencionales, mencionados anteriormente.

La **tercera metodología** consiste en el uso de **precios hedónicos** y tiene la ventaja que corrige los posibles problemas de las dos metodologías mencionadas anteriormente. Muchos estudios señalan que Court (1939) fue el pionero en aplicar este método para el análisis de precios. Este enfoque usa el término hedónico pues analiza la demanda de los atributos individuales de algún bien que generan utilidad. Esta metodología, popularizada posteriormente por Griliches (1961), reconoce que el precio de un bien,

de un inmueble, por ejemplo, está compuesto de distintas características que no pueden ser separadas monetariamente. De acuerdo a esto, el precio de un inmueble p_{it} puede expresarse como una función de diversas características z_{jit}:

$$p_{it} = g_i(z_{1it}, z_{2it}, z_{3it}, \dots) \qquad (1)$$

De acuerdo con Coulson (2008), esta regresión es una ecuación que representa, de forma reducida, la interacción de la oferta y la demanda. Dentro de esta metodología se reconocen tres variantes en la literatura: *Time Dummies Method*, *Characteristics Method* e *Imputation Method*, expuestas en EuroStat (2013), Hill (2011) y Silver (2016), y que serán presentadas en detalle posteriormente.

Lo que resta del documento está estructurado de la siguiente manera: En la sección 1 se describe la base de datos y variables usadas en las regresiones. En la sección 2 se presenta la metodología y en la 3 los resultados. Finalmente, la sección 4 muestra algunas conclusiones y recomendaciones.

1 Descripción de base de datos y variables

El BCRP recopila información sobre precios de inmuebles en Lima Metropolitana desde 1998. Se comenzó obteniendo información de precios de venta de los distritos que contaban con un mercado más dinámico a través de anuncios publicitarios en los periódicos. Estos distritos son La Molina, Miraflores, San Borja, San Isidro y Surco. A partir de fines de 2007, se amplió la recolección de información incluyendo el resto de distritos, haciéndose énfasis en los distritos de Jesús María, Lince, Magdalena, Pueblo Libre y San Miguel. Actualmente, el BCRP recopila la información de precios y características de los inmuebles desde las páginas web.

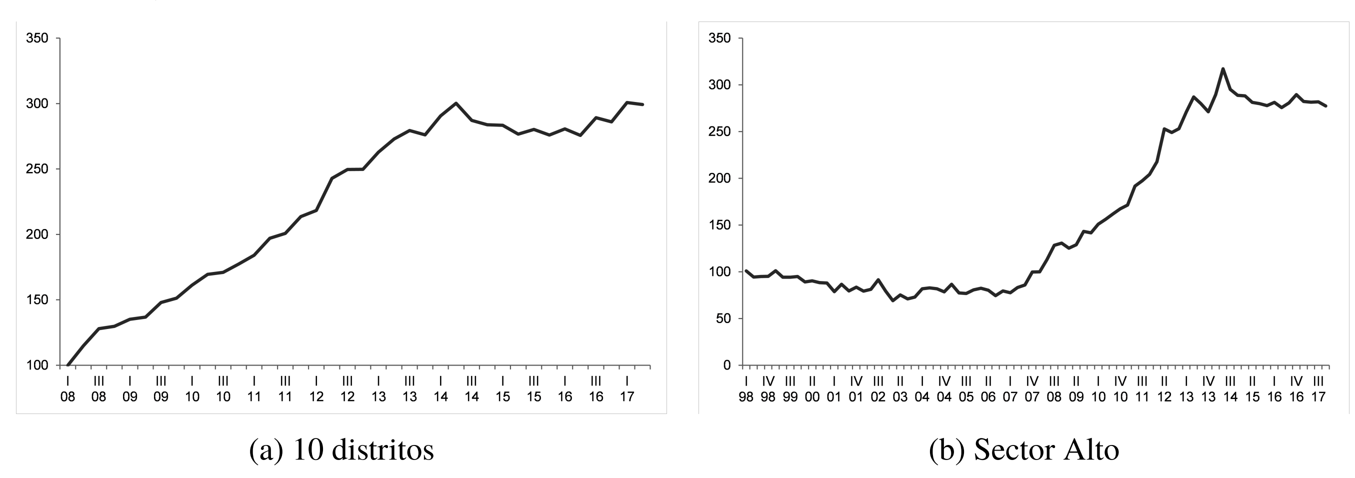
La información es recabada de manera semanal y se registra el precio, área, ubicación, número de cuartos, número de baños, piso en que se ubica, antigüedad, si cuenta o no con cochera y si tiene vista al exterior de cada inmueble. La fuente de esta información, como se mencionó, son los anuncios publicitarios, en un comienzo, en periódicos como El Comercio y Correo. El procedimiento implicaba llamar a cada anunciante para confirmar los datos de las características del inmueble. Sin embargo, recientemente se cambió a fuentes en páginas web como Urbania (que pertenece a El Comercio) y Adondevivir. El procedimiento es ahora más simple ya que toda la información concerniente al inmueble se encuentra disponible en la web, lo que permite recoger un mayor número de anuncios de manera más eficiente.

El tipo de muestreo es aleatorio simple y estratificado a través de un cuota fija de anuncios por distrito. Se hace énfasis en los diez distritos más dinámicos, los cuales fueron mencionados anteriormente. Los primeros cinco distritos conforman el "Sector Alto" y a los otros cinco distritos se les llama "Sector Medio". El número de anuncios tomado trimestralmente para precio de venta de departamentos es alrededor de 90 en cada distrito del "Sector Alto" y entre 50 y 70 para cada distrito del "Sector Medio". Tomando en cuenta que esta es la información a ser utilizada para las regresiones más adelante, se cuenta con más de 700 observaciones por trimestre.

Debido a la mayor disponibilidad de información, el índice publicado actualmente para Lima Metropolitana solo incluye los precios de venta de departamentos de los diez distritos de los sectores "Alto" y "Medio". Este índice, publicado trimestralmente, pondera geométricamente las medianas de los precios de los 10 distritos. Las ponderaciones utilizadas actualmente provienen del censo de construcción de nuevas edificaciones realizada por la Cámara Peruana de Construcción (Capeco).

En el panel (a) del Gráfico 1 se muestra el índice de precios de departamentos ponderado de 10 distritos, el cual publica actualmente el BCRP. En el panel (b) se observa el índice de precios del Sector Alto, el cual se publica desde 1998 y que solo incluye cinco distritos. En los años que coinciden, ambos índices tienen comportamientos similares. Se observa un "*boom*" del precio de departamentos desde finales de 2007 hasta mediados de 2014.

Gráfico 1. *Índice de precios por metro cuadrado publicado por el BCRP (en dólares corrientes, base 2008-I=100)*



(a) 10 distritos (b) Sector Alto

Nota: Para el gráfico del panel (a) se obtiene del promedio ponderado del precio por metro cuadrado mediano de 10 distritos.

Para construir un índice que sea comparable a este y obtener resultados más robustos, se utilizará la información para estos 10 distritos en las estimaciones, para las cuales se cuenta con más de 30 mil observaciones. Asimismo, con este mismo propósito, se mantienen las ponderaciones de Capeco a la hora de construir los nuevos índices.

En todas las estimaciones del documento, la variable dependiente es el precio total del inmueble (como suele utilizarse en las regresiones hedónicas) y se incluyen estas características: área en metros cuadrados, número de dormitorios, número de baños, número de cocheras, el piso en el que se encuentra el departamento y la antigüedad.

En el Cuadro 1 (p. 59) se muestra la evolución de las características que van a ser usadas como regresores más adelante. Se observa que la mayor parte de las características, área, número de dormitorios, número de baños y piso, tiene poca variabilidad en los 10 años de muestra. Para las otras dos características se observa un incremento sostenido con el tiempo.

Por su lado, el aumento de la antigüedad promedio podría corresponderse con la ralentización del mercado inmobiliario durante este periodo. Esta poca dinámica se presenta también al observar la evolución de las características promedio por distrito (Ver Anexo A) (p. 70) y será parte importante de la explicación de los resultados finales.

2 Metodología

En este documento se utiliza la metodología de precios hedónicos, el cual regresiona el precio de un producto (en este caso inmueble) contra un vector de características. Este método se utiliza principalmente con dos objetivos. El primer objetivo es obtener estimados de la disposición a pagar por las características en el lado derecho de la ecuación hedónica (valuación de atributos del inmueble). El segundo objetivo,

Cuadro 1. *Características promedio de los 10 distritos*

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Superficie	114	121	120	110	125	118	117	112	121	123
Dormitorios	2,7	2,7	2,7	2,7	2,8	2,7	2,8	2,8	2,9	2,8
Baños	2,3	2,4	2,2	2,2	2,3	2,3	2,2	2,3	2,4	2,4
Cocheras	0,8	0,9	0,8	0,6	1,0	0,9	1,0	1,0	1,0	1,0
Piso	3,4	3,7	4,0	4,0	4,5	4,1	4,2	3,9	3,7	3,8
Antigüedad	5,7	5,3	7,1	7,2	9,0	10,6	8,7	10,2	9,6	10,3

como lo indica Hill (2011), es la construcción de un índice de precios que controle las variaciones de precios derivados de cambios de las características. Se hará énfasis en el segundo objetivo, el cual es motivo de este documento.

2.1 Regresiones hedónicas

Antes de construir el índice, es importante conocer la valoración de cada característica y de la ubicación del inmueble sobre el precio de venta del departamento. Para este propósito en una regresión general se utilizan como regresores las características del departamento y *dummies* indicando el distrito en el que se ubica el inmueble.

Los resultados de las regresiones hedónicas son sensibles a la forma funcional empleada. A pesar de esto, la teoría económica no indica qué forma funcional es superior; sin embargo, la forma semi-logarítimica es la más usada por los generadores de índices de precios y académicos debido a que permite cierta curvatura en los efectos de los regresores sobre el precio. Es por esto que en este documento se usa esta forma funcional.

Bajo una especificación semi-logarítimica, el exponencial de los coeficientes asociados a las características pueden ser interpretados como el cambio porcentual que ocasionaría en el precio del departamento un aumento de una unidad de esa característica. En el caso de las *dummies* de los distritos, el exponencial de cada coeficiente asociado se interpreta como el cambio porcentual en el precio del inmueble con respecto al distrito utilizado como base. Para este propósito se estima la siguiente regresión hedónica básica para el periodo 2008-2016 y para cada año:

$$ln\hat{p}_i^{0,\tau} = ln\hat{\beta}_0 + \sum_{k=1}^{K} z_{k,i}^{0,\tau} ln\hat{\beta}_k + \sum_{d=1}^{10} \gamma^d D^d + \hat{\epsilon}_i \quad (2)$$

donde:
i: es el identificador de cada departamento.
k: es el identificador de cada característica.
d: es el identificador de cada distrito.
$ln\hat{p}_i^{0,\tau}$: es el logaritmo del precio de venta del departamento i. Se consideran las observaciones desde el periodo 0 hasta el periodo τ.
$z_{k,i}^{0,\tau}$: es la característica k del departamento i. Se consideran las observaciones desde el periodo 0 hasta el periodo τ.
$\hat{\beta}_k$: es el coeficiente estimado para la característica k.

D^d: es la variable binaria de distrito. Captura todas las características diferentes a z propias de cada distrito d.
γ^d: es el coeficiente de la de la variable binaria del distrito d.
$\hat{\epsilon}_i$: es el error de estimación.

Si bien son necesarias para conocer la valoración de cada distrito, es importante mencionar que las *dummies* de distritos no son la mejor forma de modelar la ubicación de los inmuebles. Normalmente, la ubicación interactúa con las otras características, no necesariamente de manera uniforme, por lo que se estarían teniendo coeficiente sesgados. Por ejemplo, como se puede observar en el Anexo A, los distritos del Sector Alto tienen, en promedio, una mayor superficie que los distritos del Sector Medio; sin embargo, el número de dormitorios no es tan distinto. Dado que esta interacción no es igual para cada característica y para cada distrito, una solución sencilla consiste en estratificar la muestra por distrito. De esta manera, la dinámica de los coeficientes estará delimitada para cada distrito. Por ende, de aquí en adelante, cada estimación se realizará a nivel distrital, para ser luego agregado con los ponderadores de Capeco, mencionados anteriormente. Los resultados de estas regresiones se presentan en los cuadros 2 y 3 (p. 65).

A continuación se describen los tres métodos de construcción de índices hedónicos.

2.2 Método de variables binarias de tiempo

El primer método para ajustar los precios de inmuebles es el *Time Dummies Method* o método de *dummies* de tiempo. La metodología utiliza *dummies* de tiempo para capturar directamente la variación de los precios, limpiando el efecto de las características sobre el precio. Para la construcción del índice empleando *dummies* de tiempo se utiliza la siguiente regresión hedónica, la cual será estimada para cada distrito:

$$lnp_i^{0,\tau} = ln\beta_0 + \sum_{k=1}^{K} z_{k,i}^{0,\tau} ln\beta_k + \sum_{t=1}^{\tau} \delta^t D^t + \epsilon_i \quad (3)$$

donde:
i: es el identificador de cada departamento.
k: es el identificador de cada característica.
$lnp_i^{0,\tau}$: es el logaritmo del precio de venta del departamento i. Se consideran las observaciones desde el periodo 0 hasta el periodo τ.
$z_{k,i}^{0,\tau}$: es la característica k del departamento i. Se consideran las observaciones desde el periodo 0 hasta el periodo τ.
β_k: es el coeficiente estimado para la característica k.
D^t: es la *dummy* de tiempo, que captura todas las características diferentes a z propias del periodo t.
δ^t: es el coeficiente de la *dummy* del periodo t.
ϵ_i: es el error de estimación.

Los coeficientes de las *dummies* de tiempo, trimestres en este caso, obtenidos de esta regresión se utilizan para generar el índice de precios ajustado por características. Este índice se obtiene exponenciando cada coeficiente. De esta manera, cada coeficiente del vector será transformado en un elemento de un

índice con base primer trimestre de la data.

$$I_t = \frac{e^{\hat{\delta}^t}}{e^{\hat{\delta}^{t-1}}} I_{t-1} \quad (4)$$

Patrick y Gallagher (2016) usa esta metodología para generar un índice de precios de inmuebles en Irlanda.

Ventanas móviles

El método de variables binarias de tiempo estima una regresión para todo el periodo estudiado, por lo que el modelo asume coeficientes promedio constantes a lo largo de todos los periodos. Esto presenta un problema debido a que inhibe la dinámica de los precios sombra de las características y no estaría permitiendo que el índice ajuste realmente por el posible cambio en las características. Asimismo, presenta un problema de practicidad al momento de la publicación del índice, este método supone que cada vez que se adicione un periodo más de información se tendría que reestimar y cambiar toda la serie hacia atrás.

Dado esto, una alternativa es utilizar el enfoque de ventanas móviles, que utiliza cada set de información nuevo (trimestral) para calcular los coeficientes usando una muestra temporal fija de dos periodos adyacentes. Llevando a cabo una estimación nueva cada trimestre con una ventana de información de dos trimestres permite utilizar los coeficientes de las variables binarias de tiempo del último periodo añadido sin revisar el índice hacia atrás, a través de un índice encadenado. Como señalan Patrick y Gallagher (2016) y Silver (2016), utilizando esta técnica ya no se asume que las preferencias de los compradores son estáticas con respecto a las características y te permite actualizar estos coeficientes cada trimestre, adaptándose a los cambios del mercado.

Sin embargo, una complicación adicional surge al usar este enfoque. Debido a la decisión de estimar cada regresión por distrito, el número de observaciones disponibles no permite estimar regresiones para cada periodo para todos los distritos[1]. Esto determina que, para fines prácticos, no se pueda utilizar el enfoque de ventanas móviles.

2.3 Método de características

El método de características (o *characteristics method*) toma un conjunto de características promedio de un periodo base y los valúa utilizando los precios sombra provenientes de regresiones hedónicas realizadas usando las observaciones en cada periodo. En otras palabras, este método consiste en reconstruir el precio de venta promedio de un grupo base de departamentos, actualizando solo los coeficientes de las características que provienen de una regresión que se realiza con observaciones del periodo t del tipo:

$$lnp_i^t = ln\beta_0 + \sum_{k=1}^{K} z_{k,i}^t ln\beta_k + \epsilon_i \quad (5)$$

En este tipo de índices es posible hacer una elección sobre el año base del tipo Laspeyres, que valúa las características promedio de un set de departamentos del periodo 0, o del tipo Paasche, que valúa las características promedio de un set de departamentos de cada periodo t. En este caso se utiliza un año base del tipo Paasche, por lo que este método permite responder a la pregunta: ¿cuál es el cambio en el valor

[1] Problemas de significancia que se abordarán en la sección de Resultados.

de un conjunto de características promedio del período t ($\bar{z}^t_K$), a precios hedónicos del periodo t ($\bar{z}^t_K \beta^K_t$) y a precios hedónicos del periodo 0 ($\bar{z}^t_K \beta^0_t$)? Este cambio se expresa por el siguiente ratio, el cual genera un índice de precios con características constantes.

$$I_t = \frac{exp\left(\sum_{k=0}^{K} \bar{z}^t_k \hat{\beta}^t_k\right)}{exp\left(\sum_{k=0}^{K} \bar{z}^t_k \hat{\beta}^0_k\right)} = \frac{exp\left(\sum_{k=0}^{K} p^t\right)}{exp\left(\sum_{k=0}^{K} \bar{z}^t_k \hat{\beta}^0_k\right)} \tag{6}$$

En esta ecuación, en concreto, el denominador proporciona la respuesta a una pregunta contrafactual: ¿cuál sería el precio estimado de una propiedad con características promedio del período t si estuviera en el mercado en el año 2016?

La elección del año base de tipo Paasche está relacionada al inconveniente mencionado anteriormente de no poder estimar las regresiones para cada trimestre. El uso de un periodo base móvil para las características permite que se pueda construir el índice con este método realizando una estimación en un solo periodo, que en este caso será todo el año 2016. Tal como se muestra en la ecuación 6, esto es posible debido a que la valuación de las características del periodo t a precios hedónicos del periodo t es, en promedio, al precio observado del periodo t.

Unos de los principales ejemplos del uso de la metodología se encuentra en Francia, desarrollado por Gouriéroux y Laferrere (2006).

2.4 Método de imputaciones (IM)

El método de imputaciones trabaja con el mismo marco lógico que el enfoque de características, incluso, en su formulación más simple ambos métodos son similares. Sin embargo, en contraste con el enfoque de características, el método de imputación funciona a nivel de las propiedades individuales, en lugar de los valores promedio de sus características. Este método permite comparar los precios del período 0 de un conjunto de inmuebles con los precios en el período t de inmuebles con similares características. De esta manera no hay contaminación de variaciones de precios por cambios de características.

Sin embargo, las propiedades del período 0 no se venden en el período t, por lo que no hay un precio correspondiente al periodo t. La solución es estimar el precio del periodo 0 de cada propiedad del período t, utilizando una regresión hedónica en el período 0 (para predecir los precios de las propiedades vendidas inicialmente usando sus características), y responder a la pregunta contrafactual: ¿a qué precio se hubiese vendido en el periodo 0, una propiedad con características del periodo t? Tal como en el enfoque de características, esto se expresa mediante este ratio (utilizando un año base de tipo Paasche):

$$I_t = \frac{exp\left(\frac{1}{N^t} \sum_{i=0}^{N^0} ln\hat{p}^t_{i|z^t_i}\right)}{exp\left(\frac{1}{N^0} \sum_{i=0}^{N^t} ln\hat{p}^0_{i|z^t_i}\right)} \tag{7}$$

donde:

N^t: es el tamaño de muestra en el periodo t.
$\hat{p}^t_{i|z^t_i}$: es el precio hedónico del inmueble i valuado en t con las características del periodo t (z^t_i).
$\hat{p}^0_{i|z^t_i}$: es el precio hedónico del inmueble i valuado en 0 con las características el periodo t (z^t_i).

Como se mencionó anteriormente, este método es similar al método de características; pero mientras este último asigna el mismo peso a cada uno de los inmuebles usados para la construcción del índice, el método de imputaciones permite ponderar el índice a nivel de observaciones, asignándose un peso a cada inmueble: su propio precio. Específicamente, en este caso se utilizará una formulación de un índice quasi-superior de Törnqvist:

$$I_t = \frac{exp\left(\sum_{i=0}^{N^t} \hat{w}_i ln p^t_i\right)}{exp\left(\sum_{i=0}^{N^t} \hat{w}_i ln \hat{p}^0_{i|z^t_i}\right)} \tag{8}$$

donde:

$$\hat{w}_i = \frac{1}{2} exp\left(\frac{p^t_i}{\sum_{i=0}^{N^t} p^t_i} + \frac{\hat{p}^0_{i|z^t_i}}{\sum_{i=0}^{N^t} \hat{p}^0_{i|z^t_i}}\right) \tag{9}$$

Según Silver (2016) no existe ninguna razón, más que la simplicidad, para asignarle el mismo peso a cada uno de los inmuebles dentro del índice, como lo hace el método de características. Por ejemplo, bajo este esquema se le asigna la misma importancia al cambio del precio de un pequeño departamento de un dormitorio en Pueblo Libre o Lince al cambio del precio de un departamento muy grande de 4 dormitorios en San Isidro. En este sentido, el método de imputaciones permite ponderar el índice a nivel de observaciones, asignándole un peso a cada inmueble: su propio precio.

Esta formulación es "superior" debido a que mitiga un problema de sesgo de sustitución, presente en los dos tipos de índices más comunes: Laspeyres y Paasche. Debido a que ambos índices usan información de un solo periodo (referencia o actual), no toman en cuenta el cambio en las preferencias de los consumidores que podrían optar un tipo de inmueble como respuesta al cambio en los precios relativos entre sus características.

Por ejemplo, si el precio sombra de la superficie está muy alto y el de los dormitorios está muy bajo, como efecto sustitución los consumidores preferirán departamentos más pequeños pero con más dormitorios. Dado que esto es un fenómeno del periodo t, el índice de Paasche exagerará la variación en los precios, mientras que un índice de Laspeyres la subestimará. Este tipo de formulación promedia los precios de ambos periodos, por lo que mitiga parcialmente el sesgo de sustitución. Lo hace parcialmente (quasi-superior) debido a que aún hay un sesgo de selección de muestra, dado que solo se usa la información de un periodo. Esto, como lo indica Silver (2016) tiene que ver con la elección de estimar el modelo en un solo periodo por la disponibilidad de información.

Tal como en el enfoque de características, en este caso solo es necesario estimar una sola (la misma) regresión en un año base (2016), dado que los precios en el numerador son los observados.

3 Resultados

3.1 Efecto de características

Al estimar la primera regresión (dada por la ecuación 2) con todos los datos, se encuentra que todos los coeficientes, tanto de las características como de las variables binarias de los distritos (a excepción de San Miguel) son significativas al 5 por ciento. Asimismo, las características que más efecto tienen sobre el precio son el número de cocheras y el número de baños. Por el contrario la antigüedad y la superficie del inmueble son las características que menos efecto tienen sobre el precio. Este último resultado puede ser contraintuitivo, pero podría deberse, en el caso del área, a la poca heterogeneidad del tamaño de los departamentos en Lima Metropolitana, donde el 80 por ciento de la muestra está entre 83 y 185 metros cuadrados. Asimismo, para estas dos características se encuentra una curvatura en el efecto sobre el precio, capturado por el término cuadrático.

Cuadro 2. *Coeficientes estimados*

	Coef.	p-value
Superficie	0,0084*	0,00
Superficie^2	0,0000*	0,00
Cuartos	0,0286*	0,00
Baños	0,0678*	0,00
Cochera	0,2103*	0,00
Antigüedad	0,0088*	0,00
Antiguedad^2	-0,0002*	0,00
Piso	0,0072*	0,00
La Molina	0,0000*	-
Miraflores	0,3948*	0,00
San Borja	0,2012*	0,00
San Isidro	0,3972*	0,00
Surco	0,1633*	0,00
Jesús María	0,1268*	0,00
Lince	0,1271*	0,00
Magdalena	0,1173*	0,00
Pueblo Libre	0,0805*	0,00
San Miguel	-0,0020	0,86

*Significativo al 5 por ciento.

Nota: Se utilizaron 29 581 observaciones.

Observando el valor que añade al precio de los departamentos cada distrito, se los puede separar en pequeños grupos con coeficientes similares. Entre lo que más valor añaden están San Isidro y Miraflores, muy por encima de los otros distritos. A estos les siguen San Borja y Surco, no muy alejados de Magdalena, Lince y Jesús María. Finalmente, los distritos que menos valor añaden al precio de los departamentos de la muestra son Pueblo Libre, La Molina y San Miguel. Cabe señalar que la magnitud de los coeficientes de cada distrito están en relación a La Molina. El exponencial de estos coeficientes puede ser entendido como cuánto más (o menos) se valora en porcentaje un distrito con respecto a La Molina. Por ejemplo, en promedio Miraflores es valorado 48 por ciento más que La Molina.

Estos resultados son promedios de los diez años de la muestra; sin embargo, es posible que la estructura del mercado inmobiliario haya cambiado en el transcurso de los años. En el Cuadro 3 (p. 65) se muestran los coeficientes por año de las diferentes características. Al igual que en el promedio anual, las características que más valor añaden para los compradores son el número de cocheras y el número de baños. Lo interesante de este análisis por año es que se encuentran resultados más intuitivos como coeficientes negativos para el caso de la antigüedad y la no significancia del piso en el que se encuentra el departamento. Asimismo, se encuentra una gran variabilidad de los coeficientes a lo largo del periodo.

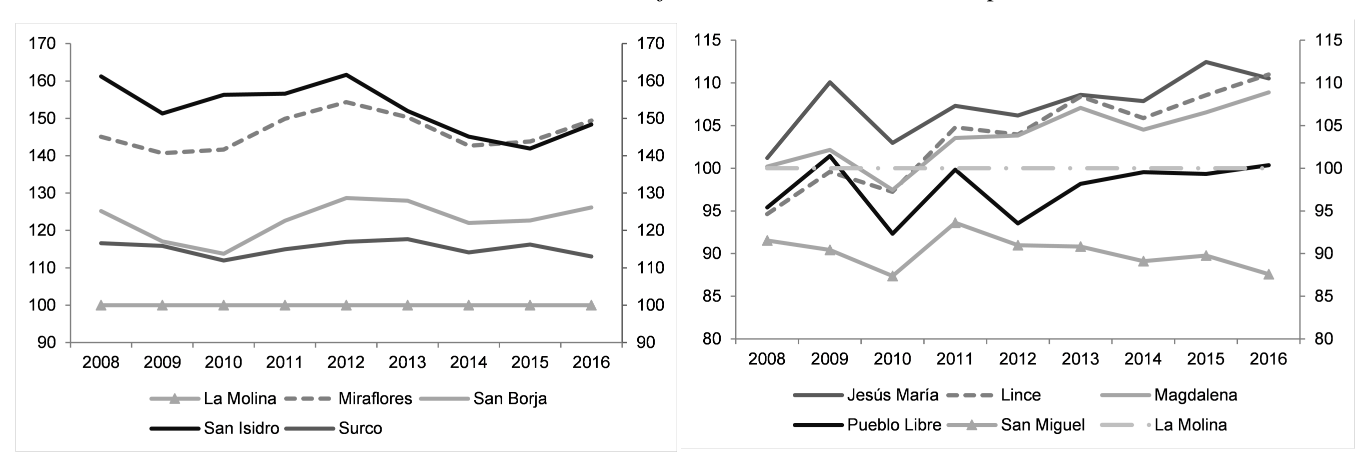
Cuadro 3. *Evolución de coeficientes estimados*

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Superficie	0,0095*	0,0083*	0,0094*	0,0114*	0,0073*	0,0108*	0,0115*	0,0116*	0,0090*
Superficie^2	0,0000*	0,0000*	0,0000*	0,0000*	0,0000*	0,0000*	0,0000*	0,0000*	0,0000*
Cuartos	-0,0039	0,0110	0,0397*	-0,0025	0,0167	0,0206*	0,0081	-0,0266*	0,0014
Baños	0,0460*	0,0766*	0,0588*	0,0512*	0,0669*	0,0478*	0,0150*	0,0474*	0,0355*
Cochera	0,1389*	0,1186*	0,1210*	0,1207*	0,1219*	0,1380*	0,1224*	0,1232*	0,1315*
Antigüedad	-0,0139*	-0,0128*	-0,0101*	-0,0078*	-0,0043*	-0,0051*	-0,0077*	-0,0051*	-0,0062*
Antiguedad^2	0,0002*	0,0002*	0,0001*	0,0001*	0,0000	0,0000	0,0001*	0,0000	0,0001*
Piso	0,0061*	0,0006	0,0045*	0,0017	0,0024	0,0026	0,0006	0,0008	-0,0009
N. obs.	2 808	3 125	3 242	3 414	3 113	2 884	3 284	2 921	2 892

* significativo al 5 por ciento.

Por otro lado, se puede analizar también la evolución del efecto del distrito sobre el valor del departamento. Para este propósito el Gráfico 2 muestra la evolución de los índices de valoración de cada distrito, que tienen como base a La Molina (que se mantiene en 100). La dinámica es parecida a la del promedio anual, donde San Isidro, Miraflores, San Borja y Surco son los distritos que más valor añaden al departamento. La mayor diferencia se encuentra en que La Molina no está tan rezagada y se encuentra más cercana a Jesús María y Lince. Por su parte, Pueblo Libre y San Miguel siguen siendo los distritos de la muestra que menos valor añaden.

Gráfico 2. *Evolución del efecto de distritos sobre el precio*



Nota: Índices construidos exponenciando los coeficientes de las *dummies* de cada distrito.

3.2 Comparación de índices calculados

Método de variables binarias de tiempo

Según los criterios de evaluación que suelen aplicarse a las regresiones hedónicas, la regresión controlando con variables binarias de tiempo presenta los mejores resultados[2], en parte porque se una gran cantidad de observaciones en la estimación. En este sentido, se cuenta con que la gran mayoría de coeficientes son significativos para todos los distritos. Al igual que en los resultados discutidos anteriormente, resalta la importancia de la valoración del número de cocheras y del número de baños. Asimismo, los coeficientes correspondientes al número de cuartos no parecen ser intuitivos, ya que son negativos o no significativos. Esto puede estar ocurriendo por dos razones: la poca variabilidad del número de cuartos dentro de la muestra o la colinealidad con otros regresores como el número de baños o la superficie. Por otro lado, resalta que, en promedio, en los distritos del Sector Alto el coeficiente del número de cocheras sea mayor que en el Sector Medio y que en el Sector Medio el número de baños sea más valorado que en el Sector Alto.

Cuadro 4. *Regresión método de variables binarias de tiempo*

	N. obs.	**Superficie**	**Superficie²**	**Cuartos**	**Baños**	**Cochera**	**Antigüedad**	**Antigüedad²**	**Piso**
La Molina	2 410	0,0097*	0,0000*	0,0277*	0,0575*	0,1493*	0,0037*	0,0001	0,0094*
Miraflores	4 587	0,0096*	0,0000*	-0,0075	0,0356*	0,0930*	-0,0094*	0,0001*	0,0055*
San Borja	2 887	0,0099*	0,0000*	0,0273*	0,0292*	0,1005*	-0,0144*	0,0002*	-0,0138*
San Isidro	2 783	0,0100*	0,0000*	-0,0402*	0,0200*	0,1091*	-0,0082*	0,0001*	0,0048*
Surco	4 990	0,0117*	0,0000*	-0,0320*	0,0498*	0,1616*	-0,0070*	0,0001*	-0,0072*
Jesús María	2 222	0,0116*	0,0000*	0,0604*	0,0511*	0,1035*	-0,0125*	0,0002*	-0,0019
Lince	1 687	0,0161*	0,0000*	0,0422*	0,0670*	0,1113*	-0,0153*	0,0002*	0,0013
Magdalena	2 628	0,0159*	0,0000*	-0,0331*	0,0631*	0,1489*	-0,0041*	0,0000	0,0049*
Pueblo Libre	2 261	0,0067*	0,0000*	0,0719*	0,0531*	0,0893*	-0,0088*	0,0001*	-0,0041*
San Miguel	3 126	0,0118*	0,0000*	0,0392*	0,0523*	0,0661*	-0,0112*	0,0002*	-0,0006

* Significativo al 5 por ciento.

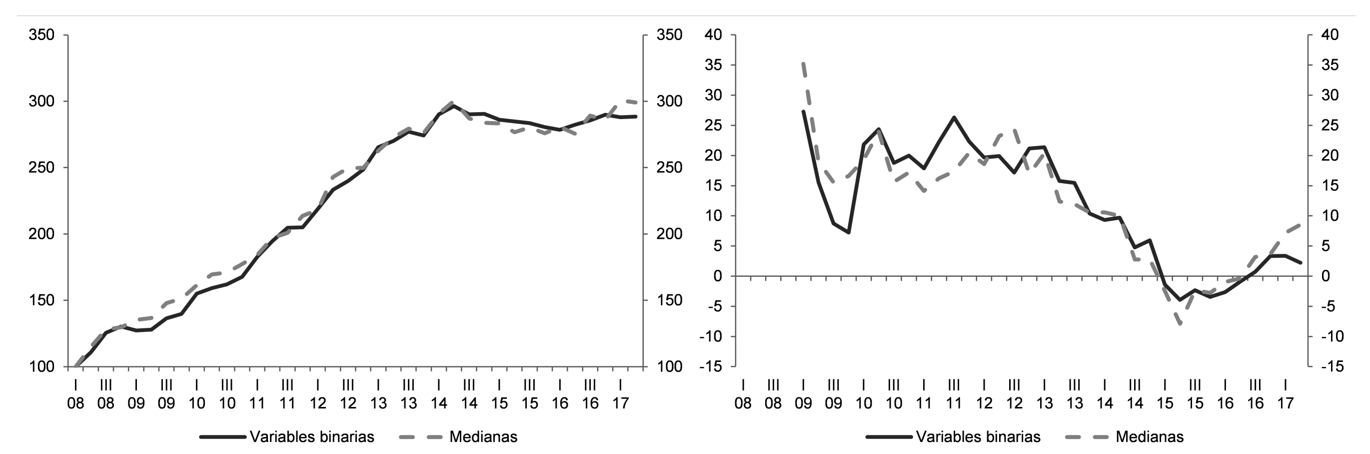
En cuanto al índice ponderado estimado a partir de las variables binarias trimestrales, se observa que en niveles es similar al índice ponderado de medianas publicado actualmente por el BCRP. Esto se debería a la poca variabilidad de las características mencionada anteriormente, lo que querría decir que gran parte del aumento presentado por el índice de medianas ponderadas publicado no se debe a un cambio en las características de los inmuebles. Específicamente, las diferencias entre ambos índices representan en promedio, en valor absoluto, 2,62 por ciento del índice publicado. Estas diferencias suelen aumentar en las épocas de alzas y disminuciones abruptas (cuando es más necesario un índice preciso); en estos episodios, las diferencias pueden llegar a 8 por ciento. Estas diferencias se puede apreciar mejor al observar las variación porcentuales anuales de ambos índices.

Método de características

La regresión estimada para 2016 es utilizada tanto en el método de características, como en el de imputaciones. Dado que esta regresión es estimada con información de un solo año no presenta criterios de evaluación tan buenos como los reportados en el método anterior[3] En este caso solo los coeficientes de las variables superficie y número de cocheras son significativos en todos los distritos, mientras que antigüedad lo es para la mayoría. Al igual que en el caso anterior, parece que existe cierta colinealidad

[2] En el Anexo B se muestran algunos pruebas realizados a la estimación.
[3] En el Anexo B se muestran algunas pruebas realizados a la estimación.

Gráfico 3. *Comparación de índices ponderados y variaciones porcentuales anuales*



entre la superficie, el número de cuartos y el número de baños, lo que le resta significancia a estas dos últimas características. En este caso se observa que en los distritos del Sector Medio, la superficie es más valorada que en los distritos del Sector Alto; mientras que al igual que en el método de variables binarias de tiempo, las cocheras son más valoradas en el Sector Alto.

Cuadro 5. *Regresión método de características/imputaciones*

	N. obs.	Superficie	Superficie^2	Cuartos	Baños	Cochera	Antigüedad	Antigüedad^2	Piso
La Molina	346	0,0098*	0,0000*	-0,0675*	0,0462*	0,1523*	0,0069	0,0000	0,0177
Miraflores	364	0,0104*	0,0000*	-0,0115	0,0112	0,0944*	-0,0122*	0,0001	0,0070*
San Borja	352	0,0130*	0,0000*	-0,0165	0,0137	0,1047*	-0,0078*	0,0000	-0,0079
San Isidro	339	0,0076*	0,0000*	-0,0167	0,0165	0,1545*	-0,0029	0,0000	0,0030
Surco	354	0,0112*	0,0000*	-0,0234	0,0154	0,1302*	-0,0135*	0,0003	-0,0034
Jesús María	201	0,0165*	0,0000*	0,0710*	0,0319	0,0957*	-0,0084*	0,0001	-0,0036
Lince	176	0,0227*	-0,0001*	-0,0540	0,0809*	0,0804*	-0,0076	0,0001	-0,0034
Magdalena	234	0,0112*	0,0000*	-0,0418	0,1094*	0,1590*	-0,0138*	0,0002*	-0,0067
Pueblo Libre	237	0,0065*	0,0000*	0,0833*	0,0438	0,1356*	-0,0090*	0,0001	-0,0028
San Miguel	289	0,0192*	-0,0001*	-0,0114	0,0518*	0,1121*	-0,0092*	0,0001	-0,0008

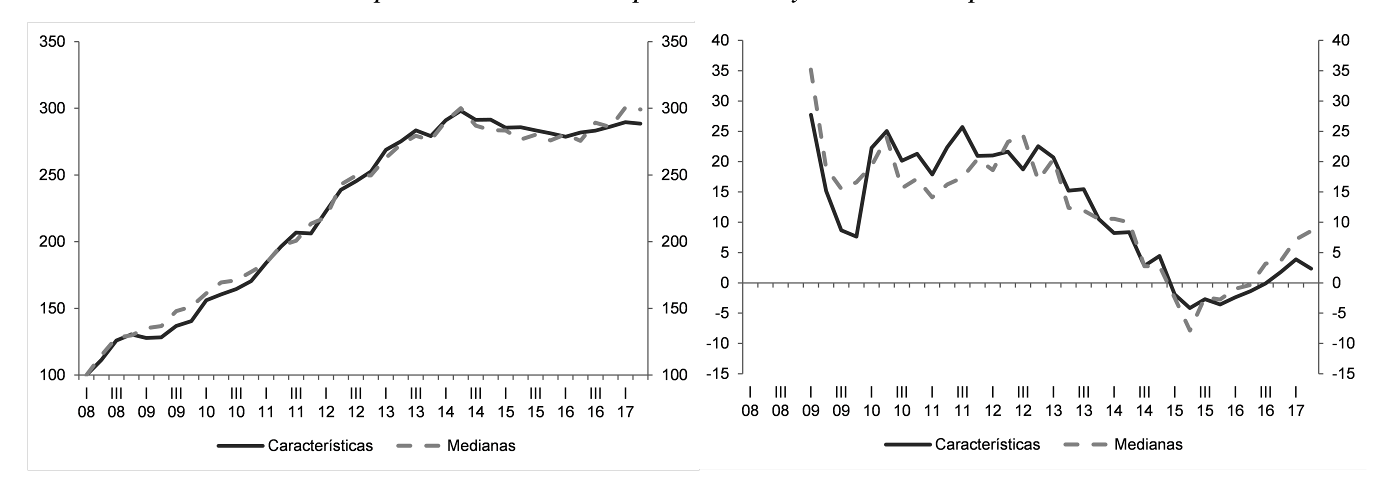
* Significativo al 5 por ciento.

Al igual que en el caso del índice ponderado calculado a partir de las variables binarias trimestrales, se observa que el índice calculado a partir del método de características es similar al índice ponderado de medianas publicado actualmente por el BCRP. Este resultado haría más robusta la afirmación que el aumento presentado por el índice de medianas ponderadas publicado se debe a un aumento de precio "limpio" de características. En este caso, la diferencia entre ambos índices es menor que en el caso anterior, ya que representan en promedio, en valor absoluto, 2.49 por ciento del índice publicado. Igualmente, esta diferencia se aprecia mejor al observar las variación porcentuales anuales de ambos índices.

Método de imputaciones

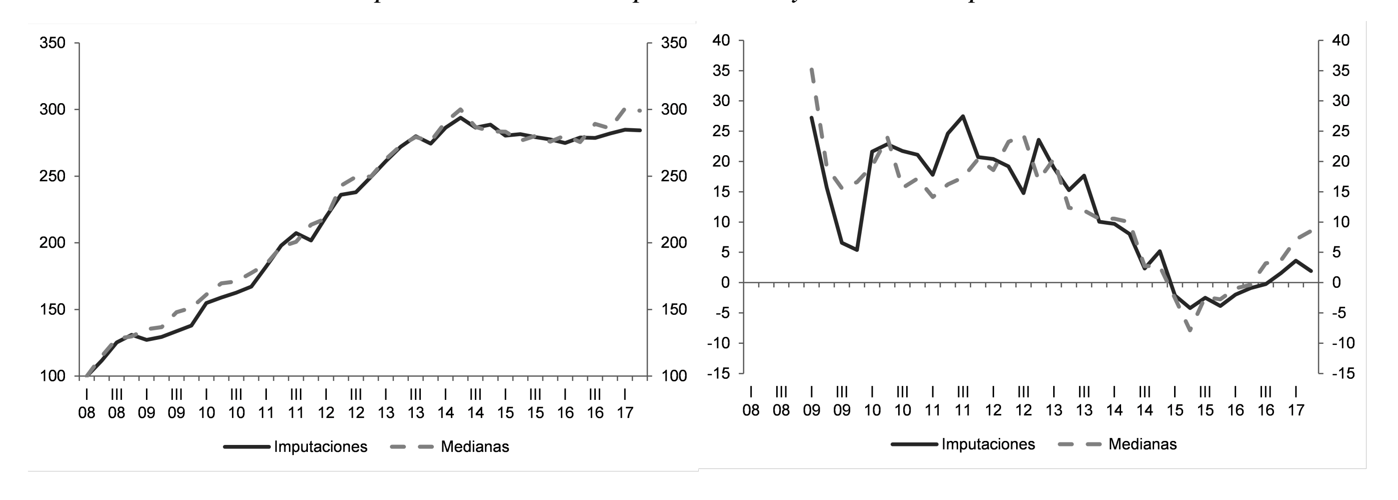
Como en los casos anteriores, se presenta una similitud con el índice de medianas publicado actualmente. En este caso el promedio de las diferencias en valor absoluto es mayor que en los otros casos, 2.84 por ciento del índice de medianas, y llega a ser 10.5 por ciento en el mayor de los casos. Estas diferencias pueden ser importantes en un contexto de crisis, por lo que es necesario utilizar el índice más preciso

Gráfico 4. *Comparación de índices ponderados y variaciones porcentuales anuales*



posible. En este caso, el índice de imputaciones con la ponderación de Törnqvist es superior a los otros casos, por las razones mencionadas anteriormente. Esto se ve plasmado en la mayor diferencia con el índice publicado.

Gráfico 5. *Comparación de índices ponderados y variaciones porcentuales anuales*



4 Conclusiones y agenda de investigación

La similitud entre los tres índices de precios hedónicos presentados en este documento estaría mostrando robustez en los resultados. Asimismo, la similitud con los índices publicados por el BCRP sería un indicativo que la evolución del precio de los inmuebles ha sido ajeno a la evolución de las características de los departamentos. Al obtenerse resultados similares entre todos los índices, se recomienda el uso del índice del método de imputaciones con las ponderaciones tipo Törnqvist por ser superior teóricamente a los otros índices. Esto se debe a que este índice pondera a nivel de las observaciones y permite corregir el sesgo de sustitución.

Una de los principales problemas de las estimaciones hedónicas es la carencia de un buen indicador de locación. Si bien la estratificación de la muestra reduce en cierta medida este problema, no lo elimina por completo, ya que no elimina la heterogeneidad dentro de cada distrito. En este sentido, ya que se cuenta

con las direcciones de los departamentos, se planea incluir un indicador de geolocalización, el cual medirá la distancia entre cada inmueble y los puntos más importantes dentro de cada distrito.

Referencias

Coulson, E. (2008), "Monograph on Hedonic Methods and Housing Markets". Penn State University.

Court, A.T. (1939), "Hedonic price indexes with automotive examples". *The Dynamics of Automobile Demand, General Motors*, Nueva York, 98-119.

EuroStat (2013), "Handbook on residential property price indeces (RPPI)". Technical report, Publications Office of the European Union.

Gouriéroux, C. y A. Laferrere (2006), "Managing hedonic housing price indexes: The French experience". Technical report, OECD.

Griliches, Z. (1961), "Hedonic prices for automobiles: An econometric analysis of quality change" en "*The Price Statistics of the Federal Government*". General Series 73, Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research, 137-196.

Hill, R. (2011), "Hedocnic Price Indexes for Housing". OECD Statistics Working Papers 2011/01.

Hill, R. y D. Mesler (2008), "Hedonic imputation and the price index problem: An application to housing". *Economic Inquiry*, 46(4), 593-609.

Patrick G. y D. Gallagher (2016), "Launch of new residential property price index (RPPI)". Technical report, Ireland Central Statistics Office, Dublín.

Silver, M. (2016), "How to better measure hedonic residential property price indexes". IMF Working Paper 16/213.

Apéndice

A Características promedio por distrito

A continuación se muestra un resumen de las características promedio de los distritos del Sector Alto. Se observa que en todos los distritos, las características que más han aumentado en promedio son la superficie del departamento y su antigüedad. Asimismo, los departamentos más grandes se encuentran en San Isidro, con una amplia diferencia con el resto de distritos. Por otro lado, se observa que el número de baños y el número de cocheras ha aumentado levemente en todos los distritos del Sector Alto; mientras que el piso promedio del departamento ha caído (ver Cuadro 6, p. 71).

En cuanto a las características promedio de los distritos del Sector Medio, se observa que todos los distritos tienen una superficie menor que los distritos del Sector Alto, así como menos baños. Sin embargo, el número de cuartos es similar para los distritos de ambos sectores, lo que explicaría la baja significancia de los coeficientes de esta característica. En este caso también se observa que las características que más han aumentado son la superficie del departamento y su antigüedad, aunque en menor medida que los distritos del Sector Alto. Por otro lado, el número de cocheras en estos distritos también ha aumentado en promedio; sin embargo es mucho menor que en los distritos del Sector Alto. Estas diferencias marcadas entre las características de ambos sectores sustentan la división entre ambos grupos de distritos (ver Cuadro 7, p. 72).

B Pruebas de regresiones

Para todas las regresiones estimadas en este documento se calculó el R^2 y se realizaron algunas pruebas generales que incluyen: prueba F, prueba de Breusch-Pagan, prueba de Ramsey y prueba de Jarque y Bera para los errores. La prueba F tiene como hipótesis nula que el modelo no encaja bien con la data; el test de Breush-Pagan tiene como hipótesis nula que los errores son homocedásticos; el test de Ramsey tiene como hipótesis nula que el modelo está bien especificado (no tiene variables omitidas); y el test de Jarque-Bera tiene como hipótesis nula que los errores tienen una distribución normal.

Las tablas a continuación muestran los p-valores de las diferentes pruebas. En el caso de la prueba de Jarque Bera se encuentra que en muchos casos no hay p-valor. Esto se debe a que en estos casos la muestra es lo suficientemente grande como para que el test sea innecesario, ya que los errores son asintóticamente normales.

En el caso de las regresiones generales para determinar las valoraciones de las características se observa que todas las regresiones pasan el F test y que el R^2 ajustado aumenta a lo largo de los años. Asimismo, se observa que en todos los casos se cuenta con errores heterocedásticos y con variables omitidas. Debido a la heterocedasticidad de los errores, todas las regresiones presentadas anteriormente han sido estimada con errores robustos. Por otro lado, la mala especificación del modelo se debería a la falta de una buena variable de locación.

Cuadro 6. *Características promedio de los distritos del Sector Alto*

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
La Molina										
Superficie	111	117	116	111	125	124	112	110	118	123
Cuartos	2,8	2,9	2,8	2,7	2,9	2,9	2,9	2,9	2,9	2,9
Baños	2,4	2,5	2,3	2,2	2,6	2,4	2,2	2,4	2,5	2,5
Cocheras	0,9	0,9	1,0	0,7	1,0	1,1	1,0	1,0	1,1	1,1
Piso	2,2	2,4	2,2	2,3	2,4	2,4	2,1	2,3	2,1	2,1
Antigüedad	3,7	3,7	5,0	5,4	7,5	7,2	8,0	9,6	9,8	11,3
Miraflores										
Superficie	118	133	129	120	131	122	128	119	127	131
Cuartos	2,7	2,6	2,5	2,3	2,5	2,4	2,6	2,6	2,7	2,7
Baños	2,4	2,5	2,4	2,3	2,4	2,3	2,2	2,4	2,5	2,5
Cocheras	1,0	1,0	1,1	0,9	1,2	1,1	1,3	1,1	1,3	1,3
Piso	4,0	4,4	5,0	4,7	5,7	4,7	4,5	4,4	3,6	3,9
Antigüedad	6,7	5,8	6,4	7,7	10,0	10,4	9,5	10,9	9,5	11,6
San Borja										
Superficie	126	134	140	132	144	133	132	128	132	143
Cuartos	2,9	2,9	2,8	2,8	2,9	2,9	2,9	2,9	3,0	2,9
Baños	2,5	2,7	2,6	2,6	2,7	2,5	2,4	2,7	2,6	2,6
Cocheras	1,1	1,2	1,4	0,9	1,3	1,2	1,4	1,3	1,5	1,4
Piso	3,1	3,2	3,2	3,1	3,4	3,0	2,8	2,6	2,5	2,5
Antigüedad	4,4	5,0	5,3	5,6	8,0	10,4	7,7	10,2	9,0	10,5
San Isidro										
Superficie	160	174	174	163	175	155	167	154	176	181
Cuartos	2,8	2,8	2,8	2,7	2,8	2,6	2,7	2,8	2,9	2,9
Baños	2,5	2,8	2,6	2,5	2,7	2,5	2,4	2,7	2,8	2,7
Cocheras	1,4	1,5	1,5	1,1	1,5	1,5	1,6	1,6	1,7	1,7
Piso	4,1	4,6	5,0	4,5	5,7	5,4	5,4	4,5	3,9	4,1
Antigüedad	8,9	7,2	8,9	10,1	13,2	14,0	11,9	14,0	12,5	12,8
Surco										
Superficie	116	139	141	124	151	132	143	128	147	152
Cuartos	2,8	2,8	2,8	2,8	2,9	2,8	2,9	3,0	3,0	2,9
Baños	2,4	2,7	2,5	2,4	2,7	2,6	2,4	2,6	2,7	2,8
Cocheras	1,0	1,2	1,2	0,8	1,3	1,2	1,5	1,4	1,5	1,5
Piso	3,0	3,1	3,2	3,0	3,2	3,1	2,9	3,2	2,5	2,7
Antigüedad	4,2	4,4	4,6	5,4	6,6	7,9	6,4	7,8	7,7	8,1

Cuadro 7. *Características promedio de los distritos del Sector Medio*

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Jesús María										
Superficie	93	89	92	87	99	94	89	95	93	97
Cuartos	2,6	2,7	2,7	2,7	2,7	2,5	2,6	2,8	2,8	2,8
Baños	2,0	2,1	2,0	2,0	2,1	1,9	1,9	2,1	2,1	2,2
Cocheras	0,3	0,4	0,4	0,3	0,5	0,4	0,5	0,5	0,5	0,5
Piso	4,5	5,4	5,2	6,4	6,1	5,3	6,3	5,8	5,8	6,1
Antigüedad	6,8	5,2	10,4	11,6	11,3	17,6	12,4	13,7	11,6	10,5
Lince										
Superficie	86	86	85	81	97	98	94	93	90	92
Cuartos	2,4	2,5	2,4	2,5	2,7	2,6	2,6	2,7	2,6	2,6
Baños	1,7	1,8	1,7	1,7	1,9	1,9	1,8	1,9	1,9	2,0
Cocheras	0,2	0,2	0,2	0,1	0,4	0,2	0,3	0,5	0,5	0,5
Piso	3,6	3,3	4,2	4,0	4,7	4,2	4,2	3,8	5,0	4,2
Antigüedad	14,1	12,0	16,2	15,8	14,2	17,7	16,4	13,5	14,2	15,1
Magdalena										
Superficie	94	100	98	90	104	100	99	93	100	99
Cuartos	2,7	2,8	2,8	2,8	2,8	2,8	2,8	2,9	2,9	2,8
Baños	1,9	2,2	2,1	2,0	2,2	2,1	2,1	2,2	2,3	2,2
Cocheras	0,4	0,5	0,4	0,4	0,6	0,6	0,7	0,7	0,7	0,7
Piso	4,3	4,2	4,8	4,6	5,2	5,0	5,1	4,7	5,2	5,3
Antigüedad	3,7	2,8	5,9	5,8	6,9	8,1	7,2	7,4	8,2	7,5
Pueblo Libre										
Superficie	85	91	93	85	104	95	88	92	88	90
Cuartos	2,6	2,7	2,7	2,7	2,7	2,7	2,7	2,9	2,8	2,7
Baños	1,9	2,1	1,9	2,0	2,0	1,9	2,0	2,1	2,0	2,0
Cocheras	0,3	0,3	0,3	0,2	0,5	0,4	0,4	0,4	0,5	0,5
Piso	3,0	3,8	3,9	4,7	4,2	4,6	5,0	4,3	4,5	4,5
Antigüedad	6,1	5,7	7,1	5,4	9,3	11,9	7,9	10,7	8,5	9,4
San Miguel										
Superficie	89	87	87	85	93	89	85	86	88	86
Cuartos	2,7	2,7	2,7	2,7	2,8	2,7	2,7	2,9	2,8	2,8
Baños	1,9	1,9	1,9	2,0	2,0	1,9	1,9	2,0	2,0	2,0
Cocheras	0,3	0,3	0,3	0,3	0,5	0,4	0,4	0,5	0,4	0,4
Piso	2,7	3,1	3,1	3,5	3,8	3,8	3,9	3,7	3,7	4,1
Antigüedad	4,7	4,4	5,8	4,8	6,2	8,3	6,0	7,7	6,3	7,2

Cuadro 8. *Pruebas a regresiones generales*

	Prueba F	**R^2 ajustado**	**Breusch-Pagan**	**Ramsey**	**Jarque Bera**
General	0,00	0,6328	0,00	0,00	-
2008	0,00	0,7738	0,00	0,00	0,00
2009	0,00	0,7942	0,00	0,00	-
2010	0,00	0,8220	0,00	0,00	-
2011	0,00	0,8512	0,00	0,00	-
2012	0,00	0,8009	0,00	0,00	-
2013	0,00	0,8355	0,00	0,00	-
2014	0,00	0,8717	0,00	0,00	-
2015	0,00	0,8591	0,00	0,00	-
2016	0,00	0,8620	0,00	0,00	-

En el caso de las regresiones para el método de variables binarias de tiempo se observa que todas las regresiones también pasan la prueba F. Asimismo, el R^2 ajustado es alto y similar para todos los distritos. En este caso, todos los distritos cuentan con errores heterocedásticos. Sin embargo, solo Lince no cuenta con variables omitidas dentro de la especificación del modelo. Esto último significaría la presencia de heterogeneidad dentro de cada distrito que no está siendo explicada debidamente por las características.

En el caso de las regresiones para el método de características se cuenta con menos información, ya que la estimación cuenta con un solo año de información. Debido a esto el R^2 es menor, especialmente en los distritos del Sector Medio y en la Molina. En este caso los errores son heterocedásticos para todos los distritos a excepción de Jesús María. Al contrario que en las estimaciones anteriores, para 2016 no se encuentran errores de estimación en la mayor parte de distritos.

Cuadro 9. *Pruebas de regresión de variables binarias de tiempo*

	F test	R^2 ajustado	Breusch-Pagan	Ramsey	Jarque Bera
La Molina	0,00	0,818	0,00	0,00	-
Miraflores	0,00	0,836	0,00	0,00	-
San Borja	0,00	0,881	0,00	0,00	-
San Isidro	0,00	0,840	0,00	0,00	-
Surco	0,00	0,879	0,00	0,00	-
Jesús María	0,00	0,813	0,00	0,00	-
Lince	0,00	0,839	0,00	0,17	-
Magdalena	0,00	0,784	0,00	0,00	-
Pueblo Libre	0,00	0,777	0,00	0,00	-
San Miguel	0,00	0,775	0,00	0,00	-

Cuadro 10. *Pruebas a regresiones de los métodos de características/imputaciones*

	F test	R^2 ajustado	Breusch-Pagan	Ramsey	Jarque Bera
La Molina	0,00	0,572	0,00	0,00	-
Miraflores	0,00	0,781	0,00	0,83	0,00
San Borja	0,00	0,801	0,00	0,32	-
San Isidro	0,00	0,836	0,00	0,37	0,00
Surco	0,00	0,836	0,00	0,00	0,00
Jesús María	0,00	0,741	0,73	0,40	-
Lince	0,00	0,639	0,00	0,79	-
Magdalena	0,00	0,695	0,00	0,00	-
Pueblo Libre	0,00	0,619	0,00	0,29	0,00
San Miguel	0,00	0,646	0,02	0,14	-

Derechos Reservados © 2018 Banco Central de Reserva del Perú
Revista Estudios Económicos **36**, 75 - 89 (Diciembre 2018)
Disponible en www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos.html



Estimación semiparamétrica de escalas de equivalencia: Una aplicación a las encuestas de hogares del Perú

Roger Asencios*

La presente investigación tiene como objetivo estimar las escalas de equivalencia que se originan del consumo de los hogares en el Perú. Es de resaltar que en el Perú no existen trabajos de investigación aplicados a la estimación de escalas de equivalencia. Se han estimado dos modelos semiparamétricos utilizando la Encuesta Nacional de Hogares 2014 (ENAHO). Los resultados indican que, desde los gastos efectivos realizados por los hogares, las economías de escala son mayores a las consideradas con el enfoque per cápita y también a las escalas implícitas derivadas de la escala de requerimientos calóricos.

Palabras Clave : Pobreza monetaria, gasto del hogar, escala de equivalencia.
Clasificación JEL : I31, I32, C14.

El concepto de bienestar se refiere a las personas; sin embargo, las encuestas principalmente recolectan información sobre los hogares. Existe un vínculo entre ambas, pues con el fin de alcanzar el mismo nivel de bienestar una familia con dos niños necesita mayores ingresos que una familia sin hijos; mientras que una pareja siempre necesita más ingresos que una persona sola. Usualmente, al presentar las estadísticas se divide el ingreso o el gasto del hogar por una función del tamaño de los hogares: $f(n)$. De manera que esta sea capaz de medir el bienestar de un adulto equivalente, en el supuesto de que el bienestar se distribuye por igual en el hogar. Por ejemplo, si un hogar con dos adultos tiene una escala de equivalencia de 1, y un hogar con dos adultos y un niño tiene una escala de equivalencia de 1.2, significa que el segundo hogar necesita 1.2 veces más ingresos que el primero con el fin de obtener el mismo nivel de bienestar. Es decir, el costo del niño en dicha familia es de 20 por ciento. Formalmente, una escala de equivalencia se define como un "índice que muestra, a precios de referencia, el diferencial de costos en el que debe incurrir un hogar, debido a su tamaño y composición, para alcanzar la curva de indiferencia del hogar de referencia" (Grootaert, 1982).

Diversas escalas han sido propuestas en la literatura y son utilizadas por los organismos que elaboran estadísticas. La primera escala de equivalencia aplicada en la literatura es la de Oxford, posteriormente

* Asencios: Jefe del departamento de indicadores del gasto agregado, empleo y remuneraciones, BCRP (email: roger.asencios@bcrp.gob.pe).

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden al autor y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

llamada escala OCDE. Esta escala, y todas las escalas que surgieron después dan un peso de 1 al primer adulto -por costumbre, el jefe de la familia-, un peso menor al segundo adulto -principalmente el cónyuge-, y un peso menor a los niños. En el Cuadro 1 se presentan las equivalencias:

Cuadro 1. *Escalas de equivalencia*

Tamaño	Escalas de equivalencia			Escala
del hogar	Gasto per cápita	Oxford Antiguo OECD 1/	Nuevo OECD 2/	raíz cuadrada 3/
1 adulto	1	1	1	1
2 adultos	2	1.7	1.5	1.4
2 adultos, 1 niño	3	2.2	1.8	1.7
2 adultos, 2 niños	4	2.7	2.1	2
2 adultos, 3 niños	5	3.2	2.4	2.2

1/ 1 para el primer adulto, 0.7 para las siguientes personas de 14 años o más y 0.5 si es menor de 14 años.
2/ 1 para el primer adulto, 0.5 para las siguientes personas de 14 años o más y 0.3 si es menor de 14 años.
3/ El ingreso del hogar es dividido por la raíz cuadrada del número de miembros del hogar.

Una escala de equivalencia refleja la existencia de economías de escala en un hogar. Hay bienes colectivos que son consumidos por todos los miembros del hogar, como también bienes privados que se consumen específicamente por un individuo. La escala de equivalencia depende de la proporción de bienes colectivos frente a los privados. Esta proporción puede variar a través del tiempo y entre países -ver Mancero (2001) y Lasso (2010)-.

Las diferentes escalas de equivalencia parecen ser totalmente arbitrarias, no obstante, son el resultado de una teoría económica que estudia la relación entre la utilidad y el consumo de los hogares. Se busca comparar hogares que no tienen la misma composición y, por lo tanto, no tienen las mismas funciones de utilidad. El objetivo es encontrar un número que indique la cantidad por la que se deben multiplicar los ingresos de un hogar si un miembro extra es añadido, para que éste mantenga el mismo nivel de utilidad. Siguiendo a Buchmann y otros (1988), las metodologías para determinar las escalas de equivalencia se clasifican en tres:

- Aquellas basadas en la opinión de expertos, con escalas normativas que definen una canasta de bienes o nivel de consumo mínimo para cada tipo de hogar. Generalmente son construidas con fines estadísticos y se las critica por la falta de una teoría que las respalde.
- Aquellas basadas en preguntas subjetivas. Se construyen en base a encuestas que intentan medir la utilidad asociada a niveles de ingresos determinados. Con este fin se usan las preguntas de las encuestas que se refieren a la evaluación de los ingresos. Esta metodología es criticada por ser muy sensible al tipo de pregunta que se realice y por no descender con cada miembro adicional del hogar.
- Aquellas basadas en el consumo. Se trata de medir indirectamente la utilidad a través de las preferencias reveladas por los gastos de consumo restringidos en función del ingreso disponible. Se utilizan datos de las encuestas, y se estima el consumo a nivel de hogares. Engel (1857) realizó el primer trabajo sobre escalas de equivalencia basándose en el supuesto de que el nivel de bienestar de los hogares está relacionado con la participación en el presupuesto del gasto en alimentos.

El resto del documento se estructura de la siguiente manera: En la sección 1 se revisa la literatura que describe la construcción de estas escalas. La sección 2 presenta las escalas a emplearse en el caso del Perú. La sección 3 describe los datos utilizados y la 4 la metodología empleada. La sección 5 muestra los resultados, mientras que la 6 concluye.

1. Revisión de literatura

La teoría de la utilidad individual no indica cómo realizar comparaciones de bienestar entre los hogares. Se deben introducir supuestos específicos con el fin de identificar la escala de equivalencia. Es por ello que diferentes trabajos se han basado en algún criterio para definir bajo qué condiciones el bienestar de un hogar es equivalente (Pace, 2013). En esta sección vamos a presentar algunos modelos basados en el enfoque del consumo.

1.1. El modelo de Prais y Houthakker

El modelo de Prais y Houthakker, formulado en 1955, explica el consumo de distintos bienes por parte de los hogares, en función de los ingresos y el tamaño del hogar. De esa manera se explica la estructura del consumo y la influencia de la estructura del hogar, de la cual se puede derivar una escala de equivalencia. El consumo se divide en k diferentes categorías como: alojamiento, comida, ropa, ocio. El tamaño del hogar es N, el número total de personas que son miembros de la familia. El efecto del tamaño se introduce tanto como deflactor del ingreso, y como una variable explicativa del consumo de un bien en particular. Si asumimos que la forma funcional es lineal, entonces el modelo queda expresado de la siguiente manera:

$$Log\ (C_k) = A_k + \beta_k log(R/N^{\alpha}) + \alpha_k log\ (N) \tag{1}$$

donde C_k es el consumo del bien k, R el ingreso familiar, y N el tamaño de la familia. Tenemos tantas ecuaciones como artículos de consumo, pero sólo $k-1$ ecuaciones son independientes. Este modelo analiza cómo la estructura de consumo se modifica en función de N cuando comparamos dos hogares que tienen el mismo ingreso R. Este modelo no se puede identificar ya que tenemos dos regresores y tres parámetros

$$Log\ (C_k) = A_k + \beta_k log(R) + (\alpha_k - \beta_k \alpha)\ log\ (N) \tag{2}$$

Debido a que sólo tenemos $K-1$ ecuaciones independientes, el problema de identificación no puede ser resuelto considerando el sistema como un todo. Podemos fijar α y luego no podremos estimar la escala de equivalencia que estábamos buscando, o imponer una restricción de identificación para α_K.

1.2. El modelo de Engel

El modelo de Engel supone que parte del presupuesto dedicado a la alimentación es un buen indicador del nivel de bienestar, sin que importe la composición de éste. Es decir, una familia grande o una pequeña son igual de solventes si dedican la misma proporción del presupuesto a la alimentación. Esta es la primera ley de Engel y según Deaton (1997) detrás de este supuesto subyacen dos regularidades empíricas. La primera es que para cualquier composición del hogar, los gastos en alimentos como proporción del total de gastos disminuyen a medida que el nivel de ingreso o gasto aumenta. La segunda, dado unos ingresos constantes, la participación de los alimentos se incrementa a medida que el número de niños o de miembros del hogar aumenta.

Las encuestas de hogares confirman que entre los hogares de igual composición, aquellos con menores ingresos destinan un mayor porcentaje de sus gastos a la adquisición de alimentos -ver Xu (2005) y

Barreiros (1992)-. También se cumple que los hogares con más niños tienen una mayor participación de gastos en alimentos. Es decir, el efecto sobre el presupuesto de un niño adicional es equivalente a una reducción del ingreso. No obstante, lo anterior no implica que un incremento en el ingreso que restablezca el porcentaje del gasto en alimentos, sea el monto que compensaría los gastos adicionales que conlleva un niño, tal que el hogar alcance el nivel de utilidad de referencia (antes del niño).

Vamos a introducir el supuesto de Engel en el modelo de consumo de Prais y Houthakker. Los alimentos son el bien 1, de modo que la parte del presupuesto para alimentos C_1/R depende sólo del bienestar de los hogares medido como R/N y no en el $log(N)$. En consecuencia, el supuesto de Engel implica que: $\alpha_1 = \alpha$. Este supuesto significa que los alimentos son bienes de gama media. En términos de economías de escala están entre un bien estrictamente individual y un bien estrictamente colectivo.

1.3. El modelo de Rothbarth

El modelo de Rothbarth (1943) se construye a partir de la idea que una pareja con niños obtiene el mismo nivel de bienestar que otra pareja pero sin niños, si ambos gastan el mismo monto en los bienes para adultos (tabaco, periódicos, ropa de adultos, bebidas alcohólicas, entre otros). Bajo este supuesto, se estima cuanto habría caído el ingreso para causar la reducción observada en el consumo de los bienes de adultos de las familias con niños y, de esta manera, se obtiene el costo de un niño. Si bien las encuestas de gastos no siempre reportan quién consume qué bien dentro del hogar, existen algunos bienes que son consumidos exclusivamente por los miembros adultos. De esta forma, el modelo identifica una distribución de recursos en el hogar, asumiendo que hay bienes que sólo son consumidos por cierto grupo de miembros.

Se introduce este supuesto en el modelo de consumo de Prais y Houthakker. Si C_2 representa el consumo de prendas de vestir del primer adulto, entonces, el supuesto de Rothbarth implica que $\alpha_2 = 0$. Una forma alternativa del supuesto de Rothbarth considera el consumo total de ropa de toda la familia, por lo que $\alpha_2 = 1$.

1.4. El modelo de independencia de base

Finalmente, el último modelo considerado es el de independencia de base propuesto por Lewbel (1985) y Blackorby y Donaldson (1989). Lewbel es autor de la hipótesis de escalas independientes de la base (o utilidad de referencia), mientras que Blackorby y Donaldson usan el término exactitud de las escalas de equivalencia (ESE).

Para obtener las escalas de equivalencia en base a la utilidad de referencia, es necesario una estructura de las preferencias de los hogares. Se necesita que la función de costo se pueda descomponer en el producto de dos funciones, una que dependa solo de los precios y del nivel de utilidad y la otra que dependa de los precios y de las características del hogar. Los autores demostraron que si existiera una función para las escalas de equivalencia que fuera independiente de la utilidad base de referencia $\Delta(p, z)$ y que variara con los precios p y con las características del hogar z, las funciones del gasto total de dos hogares (el de referencia y otro con el cual se compara) estarían relacionadas por:

$$c(p, \mu, z) = c(p, \mu, z^R) \times \Delta(p, z) \tag{3}$$

$\Delta(p, z)$ no depende de μ. Siguiendo a Blackorby y Donaldson (1989), la ecuación 3 se puede expresar en términos de las funciones de utilidad indirecta: $V(p, x, z)$ muestra el nivel de utilidad del hogar tipo z

con un gasto total x y precios p.

$$V(p, x, z) = V(p, \frac{x}{\Delta(p, z)}, Z^R) \tag{4}$$

Sea $\frac{x}{\Delta(p, z)}$ el gasto equivalente. La ecuación 4 indica que si dos hogares enfrentan los mismos precios y tienen el mismo gasto equivalente, entonces tienen el mismo nivel de bienestar. Es posible derivar las ecuaciones de demanda $q_i(p, x, z)$ en términos de la ecuación de demanda del hogar de referencia $q_i(p, x, z^R)$:

$$q_i(p, x, z) = \Delta(p, z) x_i(p, \frac{x}{\Delta(p, z)}, z^R) + \frac{x}{\Delta(p, z)} \frac{\partial \Delta(p, z)}{\partial p_i} \tag{5}$$

Multiplicando la ecuación anterior por $\frac{p_i}{x}$ se obtienen las ecuaciones marshalianas de participación en el gasto $w_i(p, x, z)$ y se define a $\eta_i(p, z)$ como la elasticidad de $\Delta(p, z)$ con respecto al precio:

$$w_i(p, x, z) = w_i \left(p, \frac{x}{\Delta(p, z)}, z^R \right) + \eta_i(p, z) \tag{6}$$

Como resalta Berges (2010) bajo la hipótesis de independencia, las participaciones del gasto del hogar que se compara son iguales a las participaciones del hogar de referencia, al mismo nivel de gasto equivalente más la elasticidad de las escalas respecto del precio. La ecuación 6 muestra que, suponiendo independencia del nivel de utilidad base, la forma de la curva de Engel está relacionada con el tipo de hogar y no está restringida a una forma en particular.

2. Escalas de equivalencia aplicadas al Perú

El objetivo del presente documento es estimar las escalas de equivalencia que se originan del consumo de los hogares en el Perú, usando el modelo de independencia de base. Esto haría posible conocer la magnitud de las economías que surgen del comportamiento de los hogares a medida que aumenta su tamaño. La estimación de esta escala tiene implicancias en la determinación de la pobreza. En el Perú, la medición del nivel de pobreza y pobreza extrema de los hogares (INEI, 2017), se hace en función de los requerimientos de calorías, considerando las características específicas del poblador peruano (talla, peso y nivel de actividad física). Este requerimiento calórico sirve de base para estimar el componente alimentario de la línea de pobreza. Por otro lado, el componente no alimentario se calcula multiplicando el valor de la línea de pobreza extrema (el componente alimentario) por la inversa del coeficiente de Engel. Es de señalar que este enfoque no considera la disminución del gasto, en ciertos rubros, a medida que aumentan los miembros del hogar, o que no todos los miembros del hogar incurren en el mismo tipo de gasto.

Cabe resaltar que al intentar realizar una estimación de las escalas de equivalencia, se reconocen los problemas de identificación de la función de utilidad y las limitaciones en relación a cómo se define el bienestar. Los gastos de los hogares son consistentes con más de una función de utilidad. Además, existen

complicaciones al definir el concepto de "utilidad del hogar" cuando los miembros del hogar perciben su utilidad de una forma distinta. Aún más, la utilidad de un hogar podría considerar temas subjetivos (composición familiar, tener hijos o no, vivir solo o en pareja) pero ese componente no se refleja en sus gastos de consumo.

3. Los Datos

Los datos utilizados en este trabajo provienen de la Encuesta Nacional de Hogares 2014 elaborada por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). La ENAHO contiene información sobre el gasto de los hogares con cobertura nacional, y cuenta con 31 mil 690 hogares distribuidos en los departamentos del Perú.

La clasificación de los hogares de acuerdo al número de adultos y niños que lo conforman se presenta en el Cuadro 2. Se consideran miembros adultos a todas las personas sin distinción de género cuya edad es mayor o igual a 18 años, mientras que en la categoría niños se incluyen hombres y mujeres menores de 18 años. Del Cuadro 2 se desprende que el 40.3 por ciento de los hogares está compuesto por dos adultos con o sin niños y el 40.6 por ciento son hogares integrados solo por miembros adultos. La categoría modal es dos adultos sin niños (13.8 por ciento). En orden de importancia, los hogares se clasifican como: unipersonales (11.5 por ciento), dos adultos y dos niños (9.6 por ciento), dos adultos y un niño (8.8 por ciento), tres adultos (7.9 por ciento) y tres adultos y un niño (6.7 por ciento).

Cuadro 2. *Composición de los hogares de acuerdo al número de miembros adultos y de niños (en cantidad y porcentaje)*

Adultos	Niños								Total
	0	1	2	3	4	5	6	Más de 6	
1	943 426 11.5 %	187 913 2.3 %	115 471 1.4 %	40 147 0.5 %	13 524 0.2 %	3 141 0.0 %	1 168 0.0 %	524 0.0 %	1 305 315 15.9 %
2	1 135 605 13.8 %	725 004 8.8 %	783 710 9.6 %	403 920 4.9 %	166 896 2.0 %	53 914 0.7 %	26 466 0.3 %	10 790 0.1 %	3 306 306 40.3 %
3	652 279 7.9 %	552 218 6.7 %	366 616 4.5 %	158 337 1.9 %	63 216 0.8 %	27 655 0.3 %	9 407 0.1 %	5 216 0.1 %	1 835 144 22.4 %
4	394 017 4.8 %	329 661 4.0 %	209 872 2.6 %	88 194 1.1 %	39 312 0.5 %	10 618 0.1 %	6 275 0.1 %	4 234 0.1 %	1 082 185 13.2 %
5	151 502 1.8 %	126 722 1.5 %	82 710 1.0 %	43 748 0.5 %	16 323 0.2 %	9 088 0.1 %	1 779 0.0 %	2 011 0.0 %	433 885 5.3 %
6	45 465 0.6 %	44 874 0.5 %	37 515 0.5 %	22 834 0.3 %	6 802 0.1 %	2 909 0.0 %	2 022 0.0 %	855 0.0 %	163 276 2.0 %
Más de 6	10 707 0.1 %	26 946 0.3 %	17 439 0.2 %	11 108 0.1 %	5 575 0.1 %	576 0.0 %	2 291 0.0 %	1 508 0.0 %	76 152 0.9 %
Total	3 333 002 40.6 %	1 993 338 24.3 %	1 613 334 19.7 %	768 488 9.4 %	311 649 3.8 %	107 902 1.3 %	49 408 0.6 %	25 139 0.3 %	8 205 107 100.0 %

Fuente: ENAHO 2014.

Para los hogares clasificados hasta un número máximo de seis adultos y seis niños, el Cuadro 3 (p. 81) muestra el gasto total promedio y la proporción del gasto en alimentos. Se ha adicionado información sobre la tasa de hogares pobres monetarios para mostrar la relación entre el tamaño de hogar y pobreza. Los datos están en soles corrientes de 2014 a precios de Lima.

Cuadro 3. *Gasto promedio, proporción del gasto en alimentos y porcentaje de hogares pobres*

Adultos	Niños	Gasto Total Mensual Promedio	Gasto en alimentos promedio	% de hogares pobres
	0	1 141.13	0.44	9.9 %
	1	1 591.96	0.45	9.1 %
	2	1 923.15	0.46	16.2 %
1	3	2 137.89	0.49	29.7 %
	4	1 636.18	0.54	52.6 %
	5	1 493.14	0.59	68.8 %
	6	2 258.02	0.64	60.0 %
	0	1 745.47	0.45	13.8 %
	1	2 214.53	0.47	14.1 %
	2	2 392.56	0.47	21.1 %
2	3	2 360.15	0.50	34.6 %
	4	2 118.80	0.53	55.4 %
	5	1 898.57	0.58	71.7 %
	6	1 875.66	0.60	81.7 %
	0	2 720.06	0.42	8.8 %
	1	2 878.03	0.44	12.0 %
	2	2 916.70	0.46	20.2 %
3	3	2 622.41	0.50	40.4 %
	4	2 442.74	0.54	57.0 %
	5	2 293.32	0.55	67.9 %
	6	2 334.76	0.59	74.7 %
	0	3 396.36	0.42	6.7 %
	1	3 403.37	0.44	13.8 %
	2	3 362.30	0.46	23.5 %
4	3	3 253.88	0.49	30.2 %
	4	3 228.33	0.52	46.3 %
	5	2 608.25	0.58	71.4 %
	6	2 493.78	0.50	80.3 %
	0	4 235.86	0.41	5.3 %
	1	3 849.60	0.43	13.7 %
	2	3 894.65	0.46	23.3 %
5	3	3 724.88	0.49	25.4 %
	4	3 459.83	0.51	49.5 %
	5	3 438.33	0.55	63.2 %
	6	2 883.49	0.58	59.8 %
	0	4 159.38	0.40	13.9 %
	1	4 327.40	0.44	14.1 %
	2	4 277.98	0.46	24.0 %
6	3	4 454.14	0.46	19.7 %
	4	4 636.63	0.46	31.8 %
	5	3 410.27	0.52	61.0 %
	6	3 419.73	0.58	66.6 %
Total		2 461.02	0.46	18.4 %

Fuente: ENAHO 2014.

Se puede observar que el gasto total promedio se incrementa con cada niño adicional hasta un máximo de dos para los hogares que tienen entre 2 y 5 adultos. Para los hogares con un solo miembro adulto, este gasto crece hasta un máximo de tres niños adicionales, mientras para los hogares que cuentan con 6 adultos este gasto se incrementa sólo con el primer niño. En estos hogares, a partir del punto señalado, el gasto total promedio disminuye a medida que aumenta el número de niños. Este comportamiento va en dirección contraria a lo que indica la noción de escalas. Aunque un mayor número de miembros del hogar implica un gasto total superior, los hogares relativamente más pobres se caracterizan por tener en promedio mayor cantidad de niños.

Por último, en la cuarta columna del Cuadro 3 se incluye la proporción de gasto en alimentos por tipo de hogar. Se observa que para hogares conformados por cualquier cantidad de adultos, el incremento de niños aumenta la proporción de gastos en alimentos. Esta observación es razonable, en vista que las necesidades de los niños se encuentran sesgadas hacia rubros como "alimentación". Asimismo, el porcentaje de gastos en alimentos aumenta en los hogares de mayor tamaño.

4. Metodología y estimación para el Perú

Para la estimación de las escalas de equivalencia se sigue el trabajo de Yatchew y otros (2003). La escala de equivalencia Δ está en función del número de adultos (A) y del número de miembros del hogar menores de 18 años (K).

$$\Delta = exp(\delta) = (A + \beta_2 K)^{\beta_1} \tag{7}$$

El parámetro β_1 mide las economías de escala en el hogar y β_2 la escala de equivalencia de un menor respecto a un adulto. Si $\beta_1 = 0$ (economías de escala absolutas) el gasto equivalente del hogar es el gasto total del mismo; mientras que si $\beta_1 = 1$ (ausencia de economías de escala) el gasto equivalente del hogar es el gasto per cápita del mismo. Los q valores de η miden la elasticidad de las escalas de equivalencia respecto al precio de los alimentos. Los parámetros β estiman los desplazamientos horizontales de las curvas de Engel, mientras que los parámetros η los desplazamientos verticales. Yatchew plantea el siguiente modelo:

$$y = f\left(log(x) - \beta_1 log\left(A + \beta_2 K\right)\right) + Z\eta + \epsilon \tag{8}$$

Donde y es la proporción del gasto del hogar en alimentos, $log(x)$ es el logaritmo del gasto del hogar. Z es una matriz de variables dummies cuyos elementos Z_{jd} toman el valor 1 cuando el hogar posee j miembros adultos y d miembros menores. Existen $q + 1$ familias diferentes y el primer tipo (hogares con un miembro adulto) es el hogar de referencia con el que se comparan los otros q tipos. El parámetro β_1 refleja las economías de escala en el hogar y β_2 mide la escala de equivalencia de un menor respecto de un adulto. Se asume que los adultos poseen gustos y necesidades similares, y que los menores equivalen a un porcentaje β_2 de un adulto.

Si $\beta_1 = 0$ (economías de escala absolutas) el gasto equivalente del hogar es el gasto total del mismo; mientras que si $\beta_1 = 1$ (ausencia de economías de escala) el gasto equivalente del hogar es el gasto per cápita del mismo. Los parámetros β son responsables de los desplazamientos horizontales de las curvas de Engel, mientras que η indica los desplazamientos verticales de las curvas de Engel.

En este trabajo, las escalas de equivalencia basadas en el consumo se estiman bajo dos modelos. En el

primer modelo, se asume que el término $Z\eta$ de la ecuación 8 es cero. En este caso, las escalas obtenidas son escalas de Engel, las curvas de Engel solo se desplazan horizontalmente debido a las diferencias en la composición de las familias). Este modelo es una generalización de una regresión lineal $y = x\beta + \epsilon$, en la cual la regresión ahora es una función no paramétrica de un índice lineal $X\beta$:

$$y = f(X\beta) + \epsilon \tag{9}$$

donde X es una matriz $n \times p$ de variables explicativas, y f una función diferenciable, aunque desconocida. Luego, $f(X\beta)$ es un vector columna de dimensión n. El objetivo es estimar tanto f como β. Para un β fijo, se puede estimar f utilizando un suavizado convencional para obtener f_β. Luego es posible obtener la varianza estimada de los residuos usando el promedio de la suma de los residuos al cuadrado. Una estrategia de estimación básica propuesta por Ichimura (1993) y Klein y Spady (1993) consiste en buscar, entre diferentes valores de β, aquel que minimice la varianza estimada de los residuos:

$$S^2 = \min_{\beta} \frac{1}{n} \left[y - \hat{f}_\beta (X\beta)\right]' \left[y - \hat{f}_\beta (X\beta)\right] \tag{10}$$

El estimador $\hat{\beta}$ es el valor que satisface el mínimo en x y $\hat{f}_\beta$ es el estimador de la función de regresión desconocida f. Härdl y otros (1993) desarrolla una metodología para la selección optima del parámetro de suavizado en la estimación de f. El conjunto de búsqueda en x está incluido en un problema más amplio de optimización que incluye la elección del parámetro de suavizado en forma simultánea .

El segundo modelo incorpora la estimación de la elasticidad de las escalas a los precios de los alimentos y corresponde a la ecuación 8 completa que permite desplazamientos verticales y horizontales de las curvas de Engel. Este modelo responde al IPLM de Yatchew y otros (2003) de la forma:

$$y = f(r(X, \beta)) + Z\eta + \epsilon \tag{11}$$

La función de regresión está compuesta por una función índice (con un índice posiblemente no lineal) y un componente lineal. f es una función no paramétrica, r es una función conocida $(ln(x) - \beta_1 (A + \beta_2 K))$. Para estimar este modelo, se parte de un conjunto de valores de β y para cada uno de ellos se procede como si fuera un modelo parcialmente lineal. Para un β fijo, sea P_β la matriz de permutaciones que reordena en orden creciente el vector $r(X, \beta)$, y sea D la matriz de diferencias.

$$DP_\beta y = DP_\beta f(r(X, \beta_0)) + DP_\beta Z\eta_0 + DP_\beta + \epsilon \tag{12}$$

El estimador de η está dado por:

$$\hat{\eta_\beta} = \left[\left(DP_\beta Z\right)' (DP_\beta Z)\right]^{-1} \left(DP_\beta Z\right)' DP_\beta y \tag{13}$$

y el problema de optimización se transforma:

$$s^2 = \min_{\beta} \frac{1}{n} \left(DP_\beta y - DP_\beta Z \hat{\eta_\beta} \right)' \left(DP_\beta y - DP_\beta Z \hat{\eta_\beta} \right) \tag{14}$$

El modelo es el siguiente:

$$w = g \left(ln(x) - \beta_1 ln \left(A + \beta_2 K \right) \right) \tag{15}$$

donde w es la proporción del gasto que se dedica a alimentos, $ln(x)$ es el logaritmo del gasto del hogar, A es el número de adultos en el hogar y K el número de menores de 18 años. Z es una matriz de variables dummies, con elementos Z_{jd} toman el valor de 1 cuando el hogar posee j adultos y d menores. Existen $q + 1$ tipos de familias y el primer tipo hogar (sólo un miembro adulto) sirve como referencia para los otros q tipos de hogares.

5. Resultados de la Estimación

Los resultados de las estimaciones se presentan en el Cuadro 4 (p. 85) para 27 mil 741 hogares. Se eliminaron los hogares correspondientes al 2.5 por ciento superior e inferior de la distribución de gastos totales. Además, las comparaciones se realizan entre tipos de familias de no más de seis miembros adultos y cinco menores.

Los coeficientes para el primer modelo indican valores iguales a 0.78 para la proporción que representa un niño respecto de un adulto y 0.8 para la magnitud de las economías de escala. Estos son cercanos a los resultados de Yatchew y otros (2003) que utiliza el mismo modelo. El segundo modelo, que incorpora las elasticidades de las escalas al precio de los alimentos, trae como resultado menores escalas, especialmente por el efecto de un valor de β_1 significativamente menor, en parte debido a que el efecto es captado por las variables aditivas. En general, los coeficientes estimados para las elasticidades son muy pequeños. La mayor sensibilidad positiva (por sobre 0.04) se corresponde con hogares muy numerosos y con 5 o más niños. Intuitivamente, estos hogares tienen una mayor participación de los alimentos en el presupuesto, por lo que un aumento del precio de éstos haría que la escala, asumiendo que mantienen el gasto total, debiera ser mayor respecto del hogar de referencia, cuya elasticidad precio de la escala es cero.

También se obtuvieron elasticidades negativas para todos los hogares formados por solo adultos y para los casos de z_{11} a z_{63}. No obstante, estos resultados son contra intuitivos porque la escala debería ser menor si sube el precio de los alimentos. Finalmente, es de resaltar que dado que se ha utilizado una expresión paramétrica para las escalas, los resultados del Cuadro 5 (p. 86), tienen un comportamiento creciente a medida que aumenta el número de miembros en el hogar. No obstante, los coeficientes del segundo modelo tienen una mayor varianza. Como resalta Berges (2010), una posible solución para mejorar los resultados de este último modelo es la de reducir el número de variables z identificando grupos de hogares con comportamientos similares o identificar un rango de edades que disminuya los errores estándar de la estimación.

En cuanto a las diferencias entre las escalas utilizadas en la determinación de las líneas de pobreza del Perú, los resultados estimados usando el consumo "efectivo" de los hogares muestran que las economías de escala son mayores que las implicadas por los requerimientos calóricos estimados por el CENAN (MINSA,

Cuadro 4. *Resultado de la estimación*

Modelos	M1 Escalas de Engel		M2 Escalas				
	Estimado	se	Estimado	se		Estimado	se
$\hat{\beta}_1$	0.78		0.580	0.0400			
$\hat{\beta}_2$	0.80		0.730	0.1900			
$\hat{\eta}_{20}$			-0.008	0.0039	$\hat{\eta}_{13}$	-0.025	0.0126
$\hat{\eta}_{30}$			-0.017	0.0056	$\hat{\eta}_{23}$	-0.005	0.0059
$\hat{\eta}_{40}$			-0.026	0.0072	$\hat{\eta}_{33}$	-0.009	0.0070
$\hat{\eta}_{50}$			-0.023	0.0099	$\hat{\eta}_{43}$	-0.006	0.0089
$\hat{\eta}_{60}$			-0.055	0.0157	$\hat{\eta}_{53}$	-0.012	0.0123
$\hat{\eta}_{11}$			-0.011	0.0069	$\hat{\eta}_{63}$	-0.036	0.0184
$\hat{\eta}_{21}$			-0.004	0.0041	$\hat{\eta}_{14}$	0.014	0.0188
$\hat{\eta}_{31}$			-0.019	0.0051	$\hat{\eta}_{24}$	0.005	0.0071
$\hat{\eta}_{41}$			-0.025	0.0066	$\hat{\eta}_{34}$	0.006	0.0093
$\hat{\eta}_{51}$			-0.043	0.0093	$\hat{\eta}_{44}$	0.000	0.0120
$\hat{\eta}_{61}$			-0.028	0.0147	$\hat{\eta}_{54}$	-0.002	0.0173
$\hat{\eta}_{12}$			-0.024	0.0088	$\hat{\eta}_{64}$	0.015	0.0339
$\hat{\eta}_{22}$			-0.009	0.0049	$\hat{\eta}_{15}$	0.036	0.0309
$\hat{\eta}_{32}$			-0.020	0.0057	$\hat{\eta}_{25}$	0.036	0.0095
$\hat{\eta}_{42}$			-0.026	0.0072	$\hat{\eta}_{35}$	0.016	0.0126
$\hat{\eta}_{52}$			-0.017	0.0104	$\hat{\eta}_{45}$	0.035	0.0192
$\hat{\eta}_{62}$			-0.005	0.0154	$\hat{\eta}_{55}$	0.033	0.0242
					$\hat{\eta}_{65}$	-0.044	0.0349
n	22 741		27 741				

Fuente: ENAHO 2014.

2012). Este cambio en las escalas tiene efecto en el tamaño de la pobreza y pobreza extrema. Además, tiene efectos sobre el tipo de hogar que se sitúa por sobre o por debajo de un nivel definido de gasto por adulto equivalente. Las escalas estimadas hacen relativamente más ricos a los hogares compuestos por muchos miembros mayores de 18 años sin niños y, en particular, las del primer modelo empobrecerían aún más a las familias con muchos niños y pocos miembros adultos para mantenerlos -ver Cuadro 6- (p. 87).

6. Conclusiones

El objetivo de este trabajo ha sido estimar una escala de equivalencia por su importancia para comparar el nivel de bienestar de diferentes grupos de la población. No obstante, es aún discutible cual es el valor apropiado que estas escalas deberían tener. En el Perú, no existe un cálculo de escalas de equivalencia, y las líneas de pobreza se generan de una estimación basada en un enfoque por requerimientos calóricos (se estima una canasta básica de alimentos para un hogar en función de la composición por género y edades de sus miembros y éstas definen la línea de pobreza extrema). Sin embargo, no se considera la existencia de economías de escala en el consumo de ciertos bienes.

Los resultados de la estimación empírica indican que, desde los gastos efectivos realizados por el hogar, las economías de escala son mayores a las consideradas con el enfoque per cápita y también a las escalas implícitas derivadas de la escala de requerimientos calóricos estimada por el CENAN. El número de

Cuadro 5. *Escalas de equivalencia estimadas*

Número de adultos (A)	Número de niños (K)	M1-Escala de Engel		M2-Escala IPLM	
		Escala de equivalencia (Δ)	Error estándar se(Δ)	Escala de equivalencia(Δ)	Error estándar se(Δ)
1	0	1	0	1	0
1	1	1.5770	0.021679	1.3743	0.067162
1	2	2.0970	0.039432	1.6856	0.112021
1	3	2.5816	0.055477	1.9597	0.147266
1	4	3.0410	0.070602	2.2085	0.177251
1	5	3.4810	0.085171	2.4385	0.203966
2	0	1.7112	0.014553	1.4948	0.046600
2	1	2.2210	0.024021	1.7905	0.057993
2	2	2.6986	0.040011	2.0543	0.093159
2	3	3.1527	0.056026	2.2955	0.126933
2	4	3.5884	0.071592	2.5196	0.157700
2	5	4.0093	0.086752	2.7302	0.185958
3	0	2.3430	0.031583	1.8912	0.093441
3	1	2.8141	0.037809	2.1458	0.092773
3	2	3.2632	0.050226	2.3802	0.111430
3	3	3.6949	0.064523	2.5989	0.136619
3	4	4.1125	0.079299	2.8051	0.163082
3	5	4.5180	0.094131	3.0008	0.189177
4	0	2.9282	0.049807	2.2346	0.139320
4	1	3.3726	0.055414	2.4627	0.136978
4	2	3.8005	0.065681	2.6765	0.147496
4	3	4.2149	0.078226	2.8786	0.165078
4	4	4.6178	0.091817	3.0709	0.185988
4	5	5.0107	0.105877	3.2548	0.208253
5	0	3.4810	0.068741	2.5433	0.184095
5	1	3.9053	0.074366	2.7525	0.181983
5	2	4.3166	0.083537	2.9508	0.188946
5	3	4.7169	0.094839	3.1398	0.201873
5	4	5.1075	0.107368	3.3209	0.128429
5	5	5.4896	0.120600	3.4952	0.237069
6	0	4.0093	0.088143	2.8270	0.227809
6	1	4.4177	0.093962	3.0217	0.226325
6	2	4.8154	0.102571	3.2077	0.231635
6	3	5.2038	0.113056	3.3861	0.241832
6	4	5.5839	0.124769	3.5580	0.255391
6	5	5.9566	0.137276	3.7241	0.271188

adultos equivalentes estimados para cada tipo de hogar es más bajo que el correspondiente a las unidades por adulto equivalente, y esta diferencia es mayor conforme se incrementa el tamaño del hogar. Dado que las estimaciones dan como resultado una disminución del número de adultos equivalentes para la mayoría de los hogares y esto incide en la determinación de la pobreza y la distribución del ingreso en el país, el resultado es una disminución en el número de hogares pobres.

Cuadro 6. *Comparación de las escalas de equivalencia CENAN y los estimados por el modelo M1 para diferentes hogares*

Total	Total			Varones				Mujeres				Escalas Calorías	Escalas Primer Modelo
	De 6 meses a 1 año	3 años	De 7 a 9 años	De 13 a 15 años	De 18 a 29 años	De 30 a 59 años	Más de 60 años	De 13 a 15 años	De 18 a 29 años	De 30 a 59 años	Más de 60 años		
2					1				1			1.798	1.711
2						1					1	1.790	1.711
2										1	1	1.511	1.711
2							1				1	1.581	1.711
2				1						1		1.756	1.577
2			1			1						1.246	1.577
3		1				1				1		2.242	2.221
3			1			1				1		2.389	2.221
3				1		1				1		2.756	2.221
3							1			1	1	2.371	2.343
3						1			1	1		2.811	2.343
3			1							1	1	2.110	2.221
4	1					1		1		1		2.815	2.699
4		1	1			1				1		2.842	2.699
4				1		1		1		1		3.524	2.699
4					1	1	1			1		3.672	2.928
4				1		1			1	1		3.546	2.814
4	1		1			1				1		2.647	2.699
5			1		1	1				1	1	4.152	3.373
5		1	1			1		1		1		3.610	3.153
5				1		1		1		1	1	4.245	3.263
5					1	1				2	1	4.322	3.481
5					1		1		1	2		4.239	3.481
5						1	1	1		1	1	4.139	3.373

Como señala Berges (2010) los resultados de trabajos aplicados a otros países muestran diferencias. Wilke (2005) encuentra que las escalas implícitas en el sistema de beneficios sociales para Alemania son algo mayores a las obtenidas en base al comportamiento de consumo de los hogares. Kohn y Missong (2002) señalan que las escalas determinadas en base a ponderaciones constantes por tipo de individuo, similares a las propuestas por la OECD, subestiman el bienestar para hogares con muchos miembros. De esto se desprende que la sobreestimación de las ayudas monetarias estaría desincentivando la participación en el mercado laboral.

Finalmente, es de resaltar que la magnitud de las economías de escala en el consumo de ciertos bienes supera a la diferencia implícita en las escalas de requerimientos calóricos. Además, las escalas estimadas resultan ser muy similares a las recomendadas en otros trabajos para efectuar ajustes. A partir de esto, la estimación de las escalas de equivalencia es un aporte ya que permite descubrir que el comportamiento de consumo que reflejan las escalas estimadas no se correspondería con el implícito en las escalas oficiales. No obstante, el modelo se puede mejorar al incorporar un mayor nivel de desagregación en la composición del hogar.

Referencias

Barreiros, L. (1992). "La pobreza y los patrones de consumo de los hogares en Ecuador", Comercio exterior.

Berges, M. (2010). "Escalas de equivalencia en el consumo para Argentina", Tesis Doctoral, Universidad de la Plata.

Blackorby, C. y D. Donaldson (1989). “Adult Equivalence Scales, Interpersonal Comparisons of Well-Being and Applied Welfare Economics”, University of British Columbia, Department of Economics Discussion, 89-24.

Blackorby, C. y D. Donaldson (1993). “Adult-Equivalence Scales and the Economic Implementation of Interpersonal Comparisons of Well-Being”, Social Choice and Welfare, 10(4), 335-61.

Buchmann, B., Rainwater, L., Schmaus, G. y T. Smeeding (1988). “Equivalence Scales, Wellbeing, Inequality and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database”, *The Review of Income and Wealth*, 34(2), 115-142.

Deaton, A. (1997). “The analysis of Household Surveys”. John Hopkins University Press.

Engel, E. (1857). “Die Production und Consumtionsverhaltnisse des Konigreichs Sachsen”, en Engel, E. y C. Heinrich (eds), *Die Lebenkosten belgischer Arbeiter Familen*, Dresden.

Grootaert, C. (1982). “The Conceptual Basis of Measures of Household Welfare and their Implied Survey Data Requirements”, LSMS Working Paper 19. The World Bank.

INEI (2017). “Encuesta nacional de hogares sobre condiciones de vida y pobreza”, Instituto Nacional de Estadística e Informática.

Härdl, W., Hall, P. y H. Ichimura (1993). “Optimal Smoothing in Single-Index Models”, *Annals of Statistics*, 21, 157-178.

Ichimura, H. (1993). “Semiparametric Leasts Squares (SLS) and Weighted SLS Estimation of Single-Index Models”, *Journal of Econometrics*, 58, 71-120.

Klein, R y R. Spady (1993). “An Efficient Semiparametric Estimator for Binary Response Models”, *Econometrica*, 61, 387-422.

Kohn, K. y M. Missong (2002) “Household Budget Data and Welfare Comparisons – A Reconciliation”, en Klein, I. y S. Mittnik (eds.), *Contributions to Modern Econometrics – From data Analysis to Economic Policy*, 135-150.

Lasso, F. (2010). “Economías de escala en los hogares y pobreza”, Revista de economía del Rosario.

Lewbel, A. (1985) “A Unified Approach to Incorporating Demographic or Other Effects into Demand Systems”, Review of Economics Studies, 52, 1-18.

Mancero, X (2001). “Escalas de equivalencia: reseña de conceptos y método”, Cepal.

Ministerio de Salud (2012). “Requerimientos de energía para la población peruana”.

Pace, I. (2013) “Escalas de Barten, ¿qué nos dicen los datos de consumo acerca de las escalas de equivalencia entre los hogares argentinos?”. Asociación argentina de economía política.

Rothbarth, E. (1943): “Note on a method of determining equivalent income for families of different composition”, en Madge, C. (ed) *War time pattern of saving and spending*, National Income of Economic and Social Research.

Xu, K. (2005), “Distribución del gasto en salud y gastos catastróficos”, OMS.

Yatchew, A., Sun, Y. y C. Deri (2003) "Efficient Estimation of Semiparametric Equivalence Scales with Evidence from South Africa". *Journal of Economic and Business Statistics*, 21, 247-257.

Wilke, R. (2005) "Semiparametric Estimation of Consumption Based Equivalence Scales – The Case of Germany", ZEW Discussion paper 04-53.



Convocatoria para publicación en la Revista Estudios Económicos

La *Revista Estudios Económicos* (REE) es una publicación del Banco Central de Reserva del Perú que tiene como objetivo la divulgación de investigaciones económicas en temas de interés para el Banco Central de Reserva del Perú y la economía peruana. Las principales áreas de interés de la REE incluyen macroeconomía, política monetaria, economía internacional, política económica y finanzas.

El Comité Editorial de la REE invita a investigadores del BCRP y de otras instituciones a enviar trabajos para ser evaluados para su publicación en esta revista.

Instrucciones para autores

1. **Envíos.** Se recomienda el envío del manuscrito por vía electrónica a la dirección **ree@bcrp.gob.pe**.

   Alternativamente, los manuscritos pueden ser enviados en 3 copias impresas, a una cara por página, a la siguiente dirección postal:

   Editores Revista de Estudios Económicos
   Sub Gerencia de Investigación Económica
   Banco Central de Reserva del Perú
   Jr. Santa Rosa 441 - 445
   Lima 1, Perú.

   (a) Los manuscritos presentados deben ser trabajos originales no publicados en ningún otro medio. Asimismo no deben ser sometidos para publicación en algún otro medio al mismo tiempo que son sometidos para la publicación en la REE.

   (b) Las remisiones pueden ser hechas en formatos PDF, Word o TeX.

   (c) Los manuscritos deben ser escritos en **español**. Debe evitarse utilizar términos en otro idioma. De ser absolutamente necesario, estos términos deben ser escritos en letras cursivas.

   (d) Los manuscritos serán sometidos a una evaluación por parte de los Editores de la REE, quienes se reservan el derecho de rechazar cualquier manuscrito que no cumpla con los estándares de la REE.

   (e) La remisión de trabajos a la REE implica la aceptación por parte de los autores de las condiciones aquí especificadas.

2. **Manuscrito.** Los trabajos deben ser escritos a doble espacio, en formato A4 y sobre una sola cara. El artículo debe ser dividido en secciones. El tamaño del manuscrito no debe exceder la longitud de 40 páginas escritas a doble espacio, incluyendo bibliografía, anexos, gráficos y cuadros. Los autores son responsables de revisar el texto y las referencias bibliográficas para evitar errores que entorpezcan la labor editorial de los Editores de la REE.

3. **Portada.** La primera página debe contener el título completo del artículo así como nombres, afiliaciones, dirección completa, número de teléfonos y correos electrónicos de los autores. Debe contener además un resumen con un máximo de 300 palabras. Se deben incluir al menos tres “palabras clave” y tres códigos de la clasificación JEL. Los agradecimientos aparecerán en la primera nota al pie del texto.

4. **Gráficos y cuadros.** Los gráficos y cuadros deben aparecer al final del texto o ser enviados en archivos separados. Los cuadros y gráficos deben ser numerados de manera independiente y consecutiva utilizando los términos “Cuadro” y “Gráfico” (por ejemplo, Cuadro 1, Gráfico 1, Cuadro 2,...). No utilizar los términos “Tabla” o “Figura”.

   De ser necesario, los Editores de la REE podrán solicitar los cuadros o los datos de los gráficos en formatos que permitan incorporar modificaciones o ediciones de forma, de acuerdo con el estilo de la REE (por ejemplo, en MS Excel).

5. **Notas al pie de página.** Las notas deben aparecer al pie de la página respectiva y su numeración debe ser consecutiva. Se recomienda minimizar el uso de notas al pie de página y evitar el uso de las mismas para referencias bibliográficas.

6. **Referencias bibliográficas.** Las citas en el texto serán de la siguiente manera: Engle (1982), Gonzalo y Ng (2001), Céspedes y otros (2004). Toda cita textual debe aparecer entre comillas “...” y su referencia debe contener el número de las páginas de donde proviene el texto: (Adolfson, 2007, p. 470), (Gordon y Leeper, 1994, p. 1244), (Vega y otros, 2009, pp. 52-53). Del mismo modo, de tratarse de una monografía o libro, debería incluirse el número de sección, capítulo o página: Hamilton (1994, sección 18.2), Durbin y Koopman (2001, cap. 4), Carnot y otros (2011, pp. 103-115).

   Las referencias bibliográficas deben aprecer listadas en orden alfabético al final del texto y comprender únicamente citas incluidas en el texto. A continuación, se describe el estilo de citación de la REE.

   Los artículos provenientes de **revistas académicas especializadas** y ampliamente conocidas (“*journals*”) deben ser citados de la siguiente manera:

   Adolfson, M. (2007), “Incomplete exchange rate pass-through and simple monetary policy rules”, *Journal of International Money and Finance*, 26(3), 468-494.

   Céspedes, L., R. Chang y A. Velasco (2004), “Balance sheet and exchange rate policy”, *American Economic Review*, 94(4), 1183-1193.

   Engle, R. F. (1982), “Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of the United Kingdom inflation”, *Econometrica*, 50(4), 987-1007.

   Gonzalo, J. y S. Ng (2001), “A systematic framework for analyzing the dynamic effects of permanent and transitory shocks”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25(10), 1527-1546.

   Gordon, D. y E. Leeper (1994), “The dynamic impacts of monetary policy: An exercise in tentative identification”, *Journal of Political Economy*, 102(6), 1228-1247.

   En el caso de artículos de **revistas especializadas editadas por bancos centrales** u otras instituciones afines, debe incluirse el nombre de la institución. Los artículos de la REE y de la Revista *Moneda* corresponden a esta categoría:

   Armesto, M. T., K. M. Engemann y M. T. Owyang (2010), “Forecasting with mixed frequencies”, Federal Reserve Bank of St. Louis, *Review*, November/December, 521-536.

   McLaren, N. y R. Shanbhogue (2011), “Using internet search data as economic indicators”, Bank of England, *Bank of England Quarterly Bulletin*, 51(2), 134-140.

   Monge, A. y D. Winkelried (2009), “PPC y convergencia de precios: Un análisis para las ciudades del Perú”, Banco de la República, *Ensayos de Política Económica*, 27(58), 56-105.

Vega, M., S. Bigio, D. Florián, G. Llosa, S. Miller, N. Ramírez, D. Rodríguez, J. Salas y D. Winkelried (2009), "Un modelo semi-estructural de proyección para la economia peruana", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 17, 51-83.

Winkelried, D. (2010), "Sobre los determinantes de la inflación", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 145, 12-16.

Para artículos que forman **parte de compilaciones** debe especificarse el nombre de los editores o compiladores y los datos editoriales de la compilación:

Caballero, R. (1999), "Aggregate investment", en Taylor, J. y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, vol. 1, cap. 12, 813-862.

Levine, R. (2005), "Finance and growth: Theory and evidence", en P. Aghion y S. N. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Elsevier, vol. 1A, cap. 12, 865-934.

Mihaljek, D. y M. Klau (2008), "Exchange rate pass-through in emerging market economies: What has changed and why?", en Bank for International Settlements (ed.), *Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies*, BIS Papers chapters 35, 103-130.

Reinhart, C. y V. Reinhart (2002), "What hurts emerging markets most? G-3 exchange rate or interest rate volatility?", en Edwards, S. y J. Frankel (eds.), *Preventing Currency Crises in Emerging Markets*, University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research, 133-170.

Romer, C. y D. Romer (1989), "Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz", en Blanchard, O. y S. Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, 9, 13-57.

En el caso de documentos pertenecientes a series de **documentos de trabajo** (*working papers*), debe especificarse la institución de la serie y el número del documento:

Abiad, A., B. Gultekin, R. Mariano y T. Shabbir (2002), "Markov chains in predictive models on currency crises, with application to Southeast Asia", Penn Institute for Economic Research, Working Paper 02-013.

Edwards, S. (2002),"Does the current account matter?", NBER Working Paper 8275.

Elekdag, S. e I. Tchakarov (2004), "Balance sheets, exchange rate policy and welfare", IMF Working Paper 04/63.

Escobal, J. y M. Castillo (1994), "Sesgos en la medición de la inflación en contextos inflacionarios: El caso peruano", Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE), Documento de Trabajo 21.

Lahura, E. y G. Castillo (2016), "Midiendo el impacto de cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2016-010.

Finalmente, el estilo de citación para **monografías y libros** es el siguiente:

Amemiya, T. (1985), *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.

Cameron, A. C. y P. K. Trivedi (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.

Durbin, J. y S. J. Koopman (2001), *Time Series Analysis by State Space Methods*, Oxford Statistical Science Series 24, Oxford University Press.

Rao, C. R., H. Toutenburg, Shalabh y C. Heumann (2008), *Linear Models and Generalizations: Least Squares and Alternatives*, 3era edición extendida, Springer Series in Statistics, Springer-Verlag.

7. **Pruebas de imprenta.** Los editores de la REE se reservan el derecho de modificar fragmentos del texto para fines editoriales, de diagramación y de estilo narrativo. El autor de correspondencia recibirá pruebas del manuscrito electrónicamente para su revisión y corrección. Las pruebas deben ser corregidas en un lapso 48 horas, de otro modo la publicación podría ser pospuesta.

8. **Distribución de copias.** El autor de correspondencia recibirá vía correo electrónico una copia en PDF de su artículo aceptado. Si el autor deseara recibir copias impresas por correspondencia postal, deberá solicitarlas a la oficina de publicación, en cuyo caso recibirá 3 ejemplares gratuitos. Copias adicionales pueden ser solicitadas a la oficina de publicación a un costo adicional.

9. **Derechos de publicación.** Una vez que un manuscrito es aceptado para su publicación, los respectivos autores deberán enviar el formulario de derechos de publicación cumplimentado a la oficina de publicación. Dicho documento es requisito para la publicación del manuscrito y asegura la correcta y amplia diseminación de la investigación. Los autores pueden utilizar el artículo publicado en otros ámbitos, toda vez que soliciten el permiso correspondiente al Comité Editorial de la REE.

Comité Editorial
Revista Estudios Económicos
Banco Central de Reserva del Perú



REVISTA ESTUDIOS ECONÓMICOS

NÚMERO 35 - Junio 2018

La heterogeneidad de la dolarización de créditos a nivel de personas. *N. Céspedes*

Choques agregados y sectoriales en la economía peruana. *A.P. Gutiérres y F. Pérez*

Un análisis del traspaso del tipo de cambio: No linealidad y asimetría en México y Perú. *R. Cueva*

Identificando el riesgo fiscal de los gobiernos subnacionales en el Perú. *A. Jiménez y C. Montoro*

NÚMERO 34 - Diciembre 2017

Factores globales e idiosincrásicos en la dinámica de la inflación en América Latina. *A. Rivasplata y P. Castillo*

Choques externos y coordinación de políticas monetarias y macroprudenciales en las economías de la Alianza del Pacífico. *Z. Quispe, D. Rodríguez, H. Toma y C. Vasquez*

Cronología de los ciclos económicos en el Perú: 1992 a 2016. *D. Winkelried*

Las transferencias públicas y privadas y su importancia en la pobreza. *N. Céspedes*

NÚMERO 33 - Junio 2017

El efecto traspaso de la tasa de interés de política monetaria en Perú: Evidencia reciente. *E. Lahura*

Condiciones de mercado y calidad como determinantes del traspaso del tipo de cambio. *R. Castellares*

Dolarización real en el Perú. *A. Contreras, Z. Quispe, F. Regalado y M. Martínez*

Políticas monetaria y macroprudencial óptimas post Basilea III. *C. Rojas*

NÚMERO 32 - Diciembre 2016

Comparación de la transmisión de choques de política monetaria en América Latina: Un panel VAR jerárquico. *F. Pérez*

Transmisión de choques de política monetaria de Estados Unidos sobre América Latina: Un enfqoque GVAR. *J. Flores*

Sistema financiero, informalidad y evasión tributaria en el Perú. *E. Lahura*

Determinantes del margen financiero en el sector microfinanciero: El caso peruano. *H. Fuentes*

La relación histórica de los números de la Revista Estudios Económicos se encuentra en:
http://www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos/ejemplares-publicados.html